

高技术产业内部结构多样化、 专业化与经济增长动力

——基于省域高技术产业制造业、高技术产业服务业面板数据的实证分析

刘沛罡,王海军

(中央财经大学经济学院,北京 100081)

摘要:运用赫芬达尔-赫希曼指数、香农-威纳指数和 K-L 散度测度中国高技术产业结构多样性与专业性,分析了其与经济增长之间的线性与非线性关系,特别考察了高技术产业制造业与高技术产业服务业结构、高技术企业规模结构对经济增长的影响。研究发现,在全国及不同地区产业规模条件下,高技术产业内部结构与经济增长之间呈不同的 U 型非线性关系,基于此判断各地区高技术产业结构调整方向;地方与全国高技术产业结构的差异化显著促进经济增长,各地应寻找有差异的最优结构;高技术产业服务业利于经济增长,应鼓励增加其比重;大中型高技术企业在一定程度上对经济增长具有负效应,应鼓励中小型高技术企业的发展。

关键词: 高技术产业; 结构; 专业化; 服务业; 经济增长

中图分类号: F424.0 文献标识码: A 文章编号: 1671-9301(2016)06-0046-11

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2016.06.005

一、引言

中国经济已经进入调整结构转型升级、转换经济增长动力的新常态,深入研究产业结构与经济增长动力的关系具有很强的现实意义。以罗斯托为代表的强调结构主义分析的发展经济学家认为,产业结构演进是一个经济增长对技术创新的吸收以及主导产业依次更替的过程,经济增长本质上是由产业结构变动推动的总量增长。中国近年来经济增长的事实已经证明,经济的快速增长始终伴随着产业结构的变迁与升级,生产要素不断从低附加值的产业向高附加值的产业转移。当前,中国已经进入增长速度的“换挡期”和结构调整的“阵痛期”,亟需产业结构与经济增长动力关系的理论探索,指导产业空间布局调整,释放结构红利。

高技术产业已成为新的经济增长极,但关于高技术产业内部结构与经济增长动力的关系仍值得深入研究。随着技术创新在推动产业结构升级与经济增长中的作用越来越得到重视,与技术创新紧密相关的高技术产业发展也备受瞩目,大力发展高技术产业已经成为国家层面与地方层面的战略共识。然而,在高技术产业的发展过程中仍凸显出一些重要的结构性问题,需要从几个方面深入探讨:第一,基于各省份具有不同的高技术产业规模,处在不同的产业发展阶段,各省份是否应当沿着不同的多样化、专业化路径形成有差异的最优结构;第二,在强劲的发展势头下,地方与国家宏观高技术

收稿日期:2016-05-06;修回日期:2016-09-02

作者简介:刘沛罡(1988—),男,山西太原人,中央财经大学经济学院博士研究生,研究方向为经济结构与政策;王海军(1982—),男,内蒙古呼和浩特人,中央财经大学经济学院经济学博士后,高级经济师,研究方向为市场国际化理论与实践。

基金项目:国家社会科学基金重大项目(14ZDB120)

产业发展具有比较明显的结构性趋同,这是否有利于经济增长;第三,高技术产业中制造业与服务业的比重关系如何影响经济发展;第四,应当形成怎样的高技术企业规模结构更为有利。这些将是本文所关注的问题。

二、文献回顾

关于产业结构外部性主要有两种代表性观点。一种是以 Marshall^[1]、Arrow^[2] 和 Romer^[3] 为代表的“MAR 外部性”。这种观点认为专业化的产业结构会促进知识溢出,因为地理与功能相近的企业之间更易于产生学习与创新,并且使生产资料的使用更加集中和有效率,供给成本较低;另一种是以 Jacobs^[4] 为代表的“Jacobs 外部性”。这种观点则认为产业的多样化更有利于知识的溢出与扩散,创新更多地来源于不同的产业之间。国内外学者从多种角度探索了这两种外部性产生的经济效应,得到的观点各异。

部分学者认为 MAR 外部性有利于经济增长。Bishop and Grippaios^[5]、Mameli *et al.*^[6] 分别考察了英国和意大利的产业专业化与多样化程度对就业的影响,均认为产业结构专业化形成的集聚效应有利于增加就业,进而促进经济增长;蒋媛媛^[7] 基于 1990—2007 年的省域数据,使用地区加权区位商指数和偏离份额分析法测算了中国东北、东部、中部和西部四个地区专业化部门对经济增长的贡献,得出产业专业化对经济增长的作用显著的结论;张其仔等^[8] 基于 2002—2007 年的省域数据,使用联立方程模型进行分析,认为地区专业化是经济复杂度促进地区经济增长的主要途径。

更多的学者研究则发现 Jacobs 外部性具有推动经济增长的作用。一方面,产业的多样化有助于扩大市场规模,提升地区吸收劳动力的能力,通过增加就业促进经济增长^[9-12];另一方面,产业的多样化加速了产业间的技术溢出,通过促进技术创新推动经济增长^[13-17]。进一步的研究表明,并不是任何条件下的 Jacobs 外部性都有利于经济增长,只有当各产业的技术间具有互补性或相关性,即在相关多样化条件下,产业结构的多样化才可以通过促进就业或者技术创新推动经济增长^[18-20]。

关于两种外部性与经济增长之间关系的讨论还得到一些其他的结论,如产业结构专业化与多样化在合理组合的基础上都有利于经济发展^[21],或者二者对经济增长的影响均不显著^[22];又如两种外部性对经济增长的影响视不同的区域产业规模^[23]或不同的产业种类^[24]而不同;再如两种外部性与经济增长之间存在非线性的 U 型关系等^[25-27]。

在关于高技术产业结构外部性的研究中,Paci and Usai^[28] 研究了意大利高技术产业结构外部性的知识溢出效应,认为高技术产业结构的多样化利于促进技术创新;赵玉林和魏芳^[29] 使用熵指数和行业集中度测算了中国高技术产业的集聚程度及其与经济增长的关系,研究表明中国高技术产业的集聚度带来经济的高增长,也加剧了各地区间的差异;孙玉涛等^[30] 运用 Moran I 指数方法测度了高技术产业结构的溢出效应,结果表明除航空航天制造业外,其他高技术产业的空间分布存在显著的溢出效应;戴魁早^[31] 采用 Malmquist 生产率指数测算和分解了中国高技术产业垂直专业化的生产率效应,发现高技术产业垂直专业化对全要素生产率、技术进步和技术效率的增长具有显著的促进作用。

有关高技术产业结构与经济增长关系的研究已经取得了一定的成果,但针对高技术产业发展更细致的结构性问题仍有必要进一步探索。由于数据获取困难等原因,已有研究多仅以高技术产业制造业为样本,并且在考察高技术产业结构外部性的过程中较少将产业规模因素纳入考虑。本研究基于 2003—2013 年中国省域高技术产业制造业与高技术产业服务业的面板数据,采用赫芬达尔-赫希曼指数、香农-威纳指数和 K-L 散度度量了中国高技术产业内部结构的多样化和专业化程度,在全国总样本及不同规模地区样本的基础上,分别实证分析了其与经济增长之间的线性与非线性关系,特别考察了高技术产业制造业与高技术产业服务业结构、高技术企业规模结构对经济增长的影响。

三、理论分析

经济增长的结构主义理论认为,产业结构变迁是发展中国家实现长期经济增长的本质要求和内在动力^[32]。实践已经证明,发展中国家的经济增长方式必须由不可持续的要素投入扩张转变为提

高要素生产率,而生产要素发挥生产作用必然依托一定的产业结构,产业结构影响着要素的配置和生产效率。通过调整产业结构,生产要素不断从生产率或生产率增长率较低的部门配置到较高的部门,带来“结构红利”,推动经济增长。因此,对产业结构的调整既是经济增长的内在需求,也是经济增长的重要动力。

根据柯布道格拉斯生产函数,经济增长受到要素 K 、 L 的投入以及技术系数 A 的影响。本质上,专业化的产业结构所产生的“MAR外部性”以及多样化的产业结构所产生的“Jacobs外部性”通过不同路径提高要素生产率或影响要素投入,进而影响经济增长。图1显示了两种产业结构外部性的影响机理。

“MAR外部性”发生于同一产业内,产业的专业化程度越高,越有利于外部性的产生和经济增长。首先,分工理论指出专业化有利于形成熟练的技术,提高生产效率。将有限的资源投入专业化生产能最大程度发挥要素的生产作用;其次,产业结构专业化有助于同一产业的企业形成地理集聚,产生集聚效应。集聚有利于产业内的知识扩散和技术溢出,也有利于增加就业^[5-6];再次,产业结构的专业化使同类企业共享要素市场,降低了要素流动的交易成本,提高了要素的使用效率;最后,专业化的产业结构加强了产业内部竞争,竞争推动了技术进步和生产率的提高。

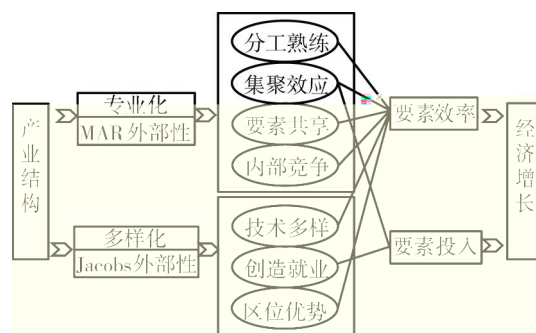


图1 产业结构专业化、多样化对经济增长影响机理

“Jacobs外部性”发生于不同产业间,产业的多样化程度越高,越有利于产生外部性,促进经济增长。首先,多样化的产业结构缩短了不同产业知识和信息流动的距离,使不同产业的企业间产生技术溢出。不同类型的创新活动集聚和碰撞,增加了新技术产生的可能性,从而提高要素生产率和促进经济增长;其次,多样化的产业结构可以创造更多的就业,丰富就业类型,减少劳动力流失,因而劳动要素的投入得到增加;最后,产业多样化有助于完善产业链,形成区位优势,降低企业创新成本,提高要素的生产率^[17]。

四、研究设计

(一) 产业分类与数据来源说明

鉴于数据获取困难等原因,当前国内有关高技术产业的研究多以高技术产业中的制造业为研究对象,本文试图将高技术产业中的制造业和服务业同时纳入研究。对高技术产业制造业的分类采用国家统计局颁布的《高技术产业(制造业)分类(2013)》的分类办法,将高技术产业制造业分为“医药制造业”、“航空、航天器及设备制造业”、“电子及通信设备制造业”、“计算机及办公设备制造业”和“医疗仪器设备及仪器仪表制造业”五类,数据来源为《中国高技术产业统计年鉴》;对高技术产业服务业的分类基于国家统计局颁布的《高技术产业(服务业)分类(2013)》,并综合考虑省域数据的可获得性,选择“信息传输、软件和信息技术服务业”、“科学研究和技术服务业”为代表,数据来源为《中国统计年鉴》^①。其他变量数据均来源于《中国统计年鉴》。

(二) 变量选择与数据处理

被解释变量 使用地区生产总值(Gross Regional Product,简称GRP)为被解释变量,直观反映地区经济发展情况。

主要解释变量 选取“赫芬达尔-赫希曼指数(Herfindahl-Hirschman Index,简称HHI)”、“香农威纳指数(Shannon-Wiener Index,简称SI)”和“K-L散度(Kullback-Leibler Divergence,简称KLD)”三种指标对高技术产业内部结构多样性与专业性进行测度,并且引入平方项“HHI²”和“SI²”为解释变量考察高技术产业内部结构多样化、专业化与经济增长之间可能存在的非线性关系。为了从多角度探

究高技术产业结构多样化、专业化问题。本文还将“高技术产业从业人数/地区总从业人数(H/T)”、“高技术产业服务业从业人数/高技术产业总从业人数(S/T)”以及“大中型高技术企业数^②/高技术企业总数(L/T)”作为解释变量。

控制变量 除以上主要解释变量外,还有一些相关程度较高的因素对经济增长产生影响,需要将其作为控制变量引入回归分析。第一,由传统的柯布道格拉斯生产函数可知,资本、劳动力与技术因素具有直接的经济增长效应,因此引入“资本(K)”、“劳动力(L)”和以“专利申请受理数(P)”表示的技术创新三种控制变量;第二,经济要素的集聚效应有助于促进经济增长^[33],选取“人口密度(PD)”作为代理变量表征要素集聚;第三,经济体制改革对经济增长具有重要的影响,本文主要从“开放性程度”和“市场化程度”两个方面反映经济体制改革效应。“开放性程度”通过“外商直接投资(FDI)占 GRP 比重(F/G)”表示,“市场化程度”通过“非国有固定资产投资比重(N/T)”表示。具体的变量说明如表1所示。

表1 被解释变量、主要解释变量与控制变量说明

	变量名称(单位)	变量符号	变量说明
被解释变量	地区生产总值(元)	GRP	
	赫芬达尔-赫希曼指数	HHI	计算公式为: $HHI = \sum_{j=1}^m (S_{ij})^2$,其中 $S_{ij} = x_{ij} / \sum_{j=1}^m x_{ij}$, x_{ij} 表示 i 省 j 产业的从业人数, m 为高技术产业种类数。 HHI 最大值为1,最小值为 $1/m$ (本文为 $1/7$ 约0.143)。 HHI 值越接近于1,表示 i 省高技术产业专业化程度越高
	香农-威纳指数	SI	计算公式为: $SI = - \sum_{j=1}^m S_{ij} \times \ln S_{ij}$ 。 SI 的最大值为 $\ln(m)$ (本文为 $\ln 7$,约1.946)。 SI 值越接近于 $\ln(m)$ 表示 i 省高技术产业种类越多,即多样化程度越高,同时从业人员越平均地分布于这些产业。与 HHI 相比, SI 不易受到主导产业的影响,能更准确地反映地区高技术产业多样性
主要解释变量	K-L 散度	KLD	计算公式为: $KLD = \sum_{j=1}^m S_{ij} \times \ln(S_{ij}/q_j)$,其中 q_j 表示全国范围内 j 产业从业人数占高技术产业份额。 KLD 用来衡量 i 省与全国高技术产业内部结构的相对差异, KLD 值越大表示二者差异越大, KLD 最小值为0表示二者完全相同
	HHI 平方项	HHI^2	考察高技术产业内部结构多样化、专业化与经济增长之间可能存在的非线性关系
	SI 平方项	SI^2	
	高技术产业从业人数/地区总从业人数	H/T	
	高技术产业服务业从业人数/高技术产业总从业人数	S/T	考察高技术产业服务业、制造业的结构对经济增长的影响
大中型高技术企业数/高技术企业总数	L/T	考察高技术产业企业规模结构对经济增长的影响	
控制变量	资本(元)	K	资本以“全社会固定资产投资”表示
	劳动力(人)	L	劳动力以“地区总从业人数”表示
	专利申请受理数(件)	P	表征技术创新因素
	人口密度(人/平方公里)	PD	地区人口总数与地区面积的比值,表征要素集聚
	外商直接投资占 GRP 比重	F/G	表征经济体制改革带来的开放性效应
	非国有固定资产投资比重	N/T	表征经济体制改革带来的市场化效应

注:各省面积资料来源为中华人民共和国国务院官网 http://www.gov.cn/guoqing/gq_ztdf.htm。

数据处理 (1) 定基处理 为了剔除价格因素影响,以2003年为基期,利用居民消费价格指数和固定资产投资价格指数分别对 GRP 和固定资产投资数据进行定基处理;(2) 平滑处理 对 GRP 、 K 、 L 、 P 、 PD 五个变量数据取自然对数做平滑处理;(3) 选取解释变量滞后一期数据 为了减少内生性问题可能带来的影响,本研究使用的主要解释变量和控制变量数据均为滞后一期的数据。

(三) 主要解释变量均值分析

对各省、自治区2003—2013年间主要解释变量的均值进行计算,并且,为深入考察不同高技术产业规模条件下研究结果的差异,本文依据2003—2013年间高技术产业平均从业人数将全国31个省、自治区分为大规模地区(大于50万人)、中等规模地区(10万至50万人)及小规模地区(小于10

万人) 三类, 结果如表 2 所示。

表 2 2003—2013 年各省、自治区主要解释变量均值统计结果

		<i>H/T</i>	<i>S/T</i>	<i>L/T</i>	<i>HHI</i>	<i>SI</i>	<i>KLD</i>
大规模地区	广东	0.304 [1]	0.105 [31]	0.321 [1]	0.438 [4]	1.163 [28]	0.301 [15]
	江苏	0.244 [2]	0.116 [30]	0.274 [5]	0.334 [9]	1.409 [19]	0.194 [20]
	北京	0.165 [4]	0.756 [6]	0.161 [24]	0.312 [11]	1.405 [20]	0.403 [13]
	浙江	0.098 [7]	0.270 [28]	0.156 [25]	0.233 [21]	1.612 [10]	0.118 [27]
	上海	0.183 [3]	0.319 [25]	0.249 [7]	0.222 [26]	1.669 [5]	0.046 [31]
	山东	0.067 [14]	0.271 [27]	0.175 [19]	0.208 [28]	1.681 [4]	0.105 [28]
	均值	0.177	0.306	0.223	0.291	1.490	0.195
中等规模地区	四川	0.086 [8]	0.405 [23]	0.216 [13]	0.207 [29]	1.694 [3]	0.136 [26]
	河南	0.055 [20]	0.443 [22]	0.218 [12]	0.247 [18]	1.575 [12]	0.296 [17]
	陕西	0.105 [6]	0.473 [21]	0.277 [4]	0.222 [27]	1.637 [8]	0.543 [11]
	福建	0.079 [10]	0.252 [29]	0.247 [8]	0.298 [13]	1.502 [16]	0.073 [30]
	辽宁	0.070 [12]	0.488 [19]	0.126 [29]	0.194 [31]	1.774 [1]	0.153 [25]
	湖北	0.064 [15]	0.483 [20]	0.168 [22]	0.228 [23]	1.640 [7]	0.174 [22]
	天津	0.141 [5]	0.293 [26]	0.210 [14]	0.292 [15]	1.494 [17]	0.078 [29]
	河北	0.054 [22]	0.511 [16]	0.174 [20]	0.239 [19]	1.559 [14]	0.299 [16]
	湖南	0.054 [23]	0.519 [14]	0.138 [27]	0.224 [24]	1.645 [6]	0.182 [21]
	江西	0.083 [9]	0.350 [24]	0.190 [16]	0.200 [30]	1.732 [2]	0.172 [23]
	黑龙江	0.049 [24]	0.673 [10]	0.180 [17]	0.302 [12]	1.405 [21]	0.567 [10]
	安徽	0.056 [18]	0.489 [18]	0.153 [26]	0.223 [25]	1.630 [9]	0.163 [24]
	吉林	0.073 [11]	0.542 [13]	0.134 [28]	0.295 [14]	1.392 [22]	0.605 [8]
	山西	0.049 [25]	0.553 [12]	0.245 [9]	0.267 [16]	1.476 [18]	0.213 [19]
	广西	0.057 [17]	0.584 [11]	0.169 [21]	0.255 [17]	1.506 [15]	0.268 [18]
	重庆	0.064 [16]	0.514 [15]	0.270 [6]	0.233 [22]	1.598 [11]	0.332 [14]
	云南	0.042 [28]	0.797 [4]	0.165 [23]	0.363 [5]	1.194 [27]	0.653 [6]
	贵州	0.056 [19]	0.500 [17]	0.305 [3]	0.236 [20]	1.569 [13]	0.659 [5]
	内蒙古	0.041 [29]	0.768 [5]	0.210 [15]	0.336 [6]	1.201 [26]	0.634 [7]
	甘肃	0.049 [26]	0.713 [8]	0.231 [10]	0.332 [10]	1.365 [23]	0.450 [12]
	均值	0.066	0.517	0.201	0.260	1.529	0.332
小规模地区	新疆	0.029 [31]	0.929 [1]	0.086 [31]	0.506 [1]	0.871 [31]	0.854 [2]
	海南	0.044 [27]	0.703 [9]	0.230 [11]	0.335 [8]	1.223 [25]	0.588 [9]
	青海	0.069 [13]	0.858 [3]	0.180 [18]	0.453 [2]	0.984 [29]	0.809 [3]
	宁夏	0.041 [30]	0.726 [7]	0.318 [2]	0.336 [7]	1.235 [24]	0.673 [4]
	西藏	0.055 [21]	0.879 [2]	0.112 [30]	0.453 [3]	0.914 [30]	0.880 [1]
		均值	0.047	0.819	0.185	0.416	1.045
	全国均值	0.085	0.525	0.203	0.291	1.444	0.375

注: 各省各变量均值后括号内数字为该省的全国排名。

资料来源: 笔者根据《中国高技术产业统计年鉴》、《中国统计年鉴》相关统计数据计算得到。

根据均值计算结果可总结以下主要特点: 第一, 产业规模较大地区多为经济发达的东部沿海省份, 较小地区多为经济欠发达的中西部省份; 第二, 随着地区产业规模由小到大, 高技术产业服务业比重呈现由大到小的变化趋势; 第三, 产业规模较小地区高技术产业种类相对单一, 因而其 *HHI* 值较高, *SI* 值较低; 第四, 经济欠发达省份的 *KLD* 值较高, 即地方与国家产业结构差异较大, 相反经济发达省份二者差异则较小。

五、实证结果与分析

(一) 解释变量相关性检验

为避免解释变量间存在多重共线性, 需对各解释变量进行相关性检验, 检验结果如表 3 所示。除 *HHI*、*SI*、 HHI^2 和 SI^2 之间理应具有较强的相关性之外 (不会将 *HHI* 与 *SI* 同时引入回归模型), 其余各解释变量之间的相关系数绝对值均小于 0.8, 不具有较强的相关性, 可以判定各解释变量间不存在多重共线性。

表3 解释变量相关系数矩阵

	ln(K)	ln(L)	ln(PD)	ln(P)	F/G	N/T	H/T	S/T	L/T	HHI	HHI ²	SI	SI ²	KLD
ln(K)	1.000													
ln(L)	0.790	1.000												
ln(PD)	0.526	0.693	1.000											
ln(P)	0.777	0.779	0.748	1.000										
F/G	-0.051	0.011	0.392	0.154	1.000									
N/T	0.750	0.674	0.667	0.727	0.215	1.000								
H/T	0.372	0.390	0.473	0.600	0.363	0.333	1.000							
S/T	-0.594	-0.640	-0.722	-0.730	-0.273	-0.570	-0.613	1.000						
L/T	0.221	0.109	0.243	0.247	0.075	0.168	0.332	-0.344	1.000					
HHI	-0.400	-0.471	-0.625	-0.417	-0.008	-0.386	0.122	0.492	-0.082	1.000				
HHI ²	-0.380	-0.461	-0.644	-0.406	-0.031	-0.387	0.114	0.484	-0.108	0.989	1.000			
SI	0.479	0.582	0.703	0.541	0.040	0.443	0.024	-0.615	0.110	-0.972	-0.951	1.000		
SI ²	0.474	0.565	0.669	0.528	0.028	0.425	0.009	-0.602	0.081	-0.963	-0.929	0.995	1.000	
KLD	-0.494	-0.642	-0.752	-0.648	-0.221	-0.507	-0.318	0.766	-0.112	0.670	0.662	-0.767	-0.756	1.000

(二) 回归分析

1. 全国总样本回归分析

全国总样本回归结果如表4所示,将各解释变量逐次有选择地引入模型,得到模型(1)至模型(8)。面板数据的回归方法主要有固定效应模型、随机效应模型和混合效应模型三种,应先根据F检验判断选择混合效应模型还是固定效应模型,后根据豪斯曼(Hausman)检验判断选择随机效应模型

表4 高技术产业内部结构的经济增长效应

解释变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)
ln(K)	0.560*** (37.71)	0.566*** (37.66)	0.566*** (37.70)	0.566*** (37.74)	0.562*** (37.34)	0.566*** (37.66)	0.563*** (37.42)	0.556*** (37.51)
ln(L)	0.171*** (3.82)	0.172*** (3.88)	0.191*** (4.17)	0.192*** (4.19)	0.184*** (4.01)	0.190*** (4.13)	0.184*** (4.01)	0.437*** (14.28)
ln(P)	0.036** (2.28)	0.034** (2.14)	0.035** (2.19)	0.034** (2.15)	0.036** (2.24)	0.035** (2.18)	0.034** (2.17)	0.024 (1.62)
ln(PD)	0.863*** (8.12)	0.818*** (7.59)	0.840*** (7.75)	0.829*** (7.63)	0.837*** (7.72)	0.838*** (7.72)	0.841*** (7.76)	0.097*** (5.21)
F/G	0.021 (1.60)	0.022* (1.70)	0.019 (1.43)	0.019 (1.50)	0.019 (1.47)	0.019 (1.47)	0.018 (1.39)	0.013 (0.99)
N/T	0.328*** (3.19)	0.323*** (3.15)	0.338*** (3.30)	0.343*** (3.35)	0.367*** (3.56)	0.343*** (3.33)	0.361*** (3.49)	0.087 (0.89)
H/T	0.460* (1.78)	0.645** (2.38)	0.585** (2.14)	0.741** (2.46)	0.747** (2.49)	0.658** (2.21)	0.656** (2.20)	1.074*** (4.71)
S/T		0.170** (2.12)	0.131 (1.56)	0.191** (1.97)	0.213** (2.18)	0.165* (1.65)	0.171* (1.71)	-0.130 (-1.56)
L/T			-0.140 (-1.58)	-0.140 (-1.58)	-0.143 (-1.62)	-0.143 (-1.61)	-0.131 (-1.47)	-0.109 (-1.37)
HHI				-0.254 (-1.23)	-1.309** (-1.97)			
HHI ²					1.552* (1.67)			
SI						0.050 (0.62)	-0.541 (-1.28)	
SI ²							0.209 (1.43)	
KLD								0.369*** (7.31)
截面数	31	31	31	31	31	31	31	31
总样本数	341	341	341	341	341	341	341	341
R ²	0.981	0.982	0.982	0.982	0.982	0.982	0.982	0.982
F检验P值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
豪斯曼检验P值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.998
回归方法选择	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	RE

注:(1)*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平下显著;(2)回归结果括号内数字表示各变量t检验值;(3)所使用的计量软件为stata12.0。

还是固定效应模型。经过 F 检验, 模型(1)至模型(8)均在1%的显著水平下拒绝混合效应模型原假设, 经过豪斯曼(Hausman)检验, 模型(1)至模型(7)在1%的显著水平下拒绝随机效应模型原假设, 采用固定效应模型, 模型(8)接受原假设, 采用随机效应模型。

各控制变量在各模型中的系数均为正, 表明其对经济增长具有推动作用, 这与理论预期一致。资本(K)、劳动力(L)和人口密度(PD)三个变量在所有模型中的系数均在1%的水平下显著; 专利申请受理数(P)在模型(1)至模型(7)中的系数在5%的水平下显著; 外商直接投资占 GRP 比重(F/G)在模型(2)中的系数在10%的水平下显著; 非国有固定资产投资比重(N/T)在模型(1)至模型(7)中的系数在1%的水平下显著。

高技术产业的发展显著推动经济增长, 特别是高技术产业服务业表现出其重要性, 但大中型高技术企业不利于经济增长。 H/T 的系数在各个模型中均为正, 并且均在不同的水平下表现出显著性, 表示高技术产业具有较强的经济带动力; S/T 的系数在各个模型中均为正, 且在模型(2)、(4)和(5)中在5%的水平下显著, 在模型(6)和(7)中在10%的水平下显著, 这表示增加高技术产业服务业在高技术产业中的比重将会产生经济增长效应。高技术产业服务业具有高技术含量与附加值, 是现代服务业的高端环节, 培育高技术产业服务业对促进产业结构转型升级与经济增长具有重要意义; L/T 的系数在模型(1)至模型(8)中均为负, 表明在一定程度上大中型高技术企业不利于经济增长。事实上, 中小型企业技术创新过程中具有较高的灵活性与自主性, 有利于创造较高的创新效益。英国小企业协会的一项调查显示, 科技型中小企业人均创新成果比大企业高2.5倍。高技术产业要特别关注中小企业的发展。

高技术产业内部结构多样化与专业化对经济增长均无显著的线性影响, 但 HHI 与经济增长之间存在显著的非线性关系。模型(4)中 HHI 的系数为负, 模型(6)中 SI 的系数为正, 但是二者均不显著。这表示, 高技术产业内部结构的多样化与专业化对经济增长都没有特别显著的线性影响, 只在一定程度上高技术产业内部结构拒绝了 MAR 外部性, 支持 $Jacobs$ 外部性的假设。为了进一步考察 HHI , SI 与经济增长之间可能存在的非线性关系, 模型(5)和(7)分别引入了 HHI^2 和 SI^2 。结果显示, 模型(5)中 HHI 的系数为负, 在5%的水平下显著, HHI^2 的系数为正, 在10%的水平下显著, 模型(7)中 SI 的系数为负, SI^2 的系数为正, 均不显著, 表明 HHI 与经济增长之间存在显著的正 U 型非线性关系, SI 与经济增长之间则不存在。这意味着, 当 HHI 大于临界值“ $HHI^* = 0.422^{(3)}$ ”时, 增加产业结构专业性有利于经济增长, 当其小于临界值时, 增加产业结构多样性有利于经济增长。由表2可知全国 HHI 均值为0.291, 低于临界值, 因此从全国层面来看, 应当从整体上提高全国高技术产业的多样化程度。

另外, 模型(8)还引入 KLD 为解释变量, 其系数为正, 且在1%的水平下显著。这表示当各个省份的高技术产业内部结构与国家高技术产业整体结构差异越大, 越能显著促进经济增长。换言之, 各省应避免与全国高技术产业结构的趋同, 应当基于各自的比较优势, 形成最优高技术产业结构, 培育和发展各省主导产业。

2. 按省域产业规模分组回归分析

高技术产业内部结构多样化、专业化与经济增长之间的关系可能会因区域产业规模的不同而不同^[23], 需要进一步分析。其中, 中等规模地区包含20个省区($N=20$), 时间序列长度为11年($T=11$), 属于短面板数据。根据 F 检验与豪斯曼(Hausman)检验结果, 采用固定效应模型对中等规模地区数据进行回归分析。大规模地区包含6个省区($N=6$), 小规模地区包含5个省区($N=5$), 因此这两类地区的数据为长面板数据, 需要设定扰动项的具体形式。本节针对这两类地区的面板数据分别使用似然比(LR)检验、沃尔德(Wald)检验和布伦斯帕甘(Breusch-Pagan)检验方法考察其是否具有组间异方差、组内自相关及组间同期相关(见表5)。由表5结果可知, 大规模地区数据的随机扰动项存在组间异方差、一阶组内自相关和组间同期相关。小规模地区数据的随机扰动项存在组间异方

差和一阶组内自相关,不存在组间同期相关。因此,针对大规模地区采用同时处理组内自相关与组间同期相关的 FGLS 法进行估计,并加入选择项“panels(cor)”表示假定各扰动项同期相关且存在异方差,针对小规模地区采用 PCSE 方法进行估计,并加入选择项“hetonly”表示仅考虑组间异方差,不考虑组间同期相关。此外,对大规模地区及小规模地区数据均约束每个截面的自回归系数相等。表 6 显示了三类地区数据 HHI 和 HHI^2 , SI 和 SI^2 的回归结果。

大规模地区和小规模地区高技术产业内部结构多样化、专业化与经济增长之间存在显著的非线性关系,但方向相反(见图 2)。具体而言,大规模地区 HHI 与 SI 的系数为负, HHI^2 与 SI^2 的系数为正,均在 1% 的水平下显著;中等规模地区各变量系数符号与大规模地区一致,但不具有显著性;小规模地区各变量系数符号与大规模地区相反,并在不同水平下显著。这表明随着地区产业规模的减小, HHI , SI 与经济增长之间非线性关系的显著性先减弱再增强,并逐渐向相反方向发展。即对于大规模地区,产业结构与经济增长之间存在显著的正 U 型非线性关系,当

HHI 大于临界值^④“ $HHI^* = 0.321$ ”或 SI 小于临界值“ $SI^* = 1.494$ ”时,增加产业结构专业性有利于经济增长,反之则增加产业结构多样性更有利。对于小规模地区正相反,产业结构与经济增长之间存在显著的倒 U 型非线性关系,当 HHI 小于临界值“ $HHI^* = 0.517$ ”或 SI 大于临界值“ $SI^* = 0.881$ ”时,增加产业结构专业性有利于经济增长,反之则增加产业结构多样性更有利。结合表 2 统计结果,大规模地区 HHI 均值为 0.291,小于临界值, SI 均值为 1.490,与临界值相当,应提高大规模地区整体的^⑤产业多样化程度。小规模地区 HHI 均值为 0.416,小于临界值, SI 均值为 1.045,大于临界值,增加小规模地区整体的产业结构专业性有利于经济增长。

(三) 稳健性检验

考虑到中国各省高技术产业发展的不均衡性,产业规模差异较大,部分省份数据的极端值可能会影响研究结果的稳健性,本节对此加以检验。具体地,在 2003—2013 年期间,广东(平均 323.01 万人)、江苏(平均 189.45 万人)和西藏(平均 1.15 万人)三个地区的平均从业人员数极端过大或过

表 5 大规模地区、小规模地区长面板数据相关检验结果

	组间异方差	组内自相关	组间同期相关
	似然比 检验统计量	沃尔德检验 F 统计量	布伦斯-帕甘 检验 LM 统计量
大规模地区	25.75 ***	5.797*	23.850*
小规模地区	38.97 ***	51.774 ***	8.667

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平下显著。

表 6 分省域规模 HHI 和 HHI^2 ,
 SI 和 SI^2 的回归结果

	大规模地区	中等规模地区	小规模地区
HHI	-4.058 *** (-4.59)	-1.259 (-0.68)	6.353 ** (2.27)
HHI^2	6.321 *** (4.38)	1.105 (0.32)	-6.144 ** (-2.19)
临界值 HHI^*	0.321	—	0.517
SI	-3.677 *** (-4.75)	-1.433 (-1.19)	2.145 ** (2.51)
SI^2	1.231 *** (4.69)	0.508 (1.30)	-1.218 *** (-2.74)
临界值 SI^*	1.494	—	0.881

注: (1) *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平下显著; (2) 回归结果括号内数字表示各变量 t 检验值; (3) 所使用的计量软件为 stata12.0。

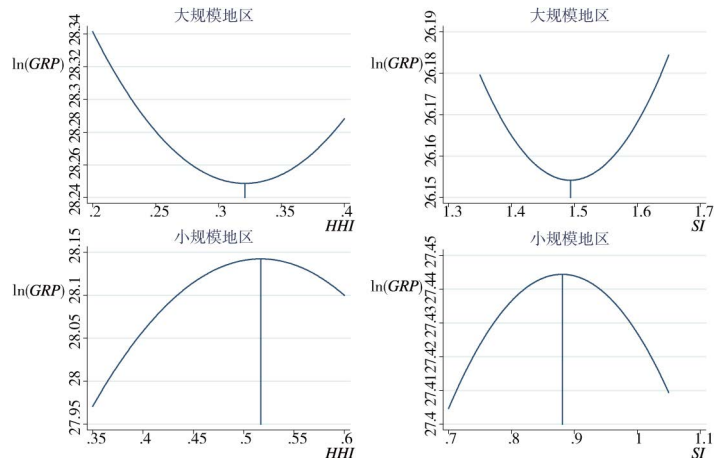


图 2 大规模地区、小规模地区 HHI 和 SI 与经济增长之间的非线性关系
资料来源: 笔者根据研究结论使用 stata12.0 软件绘制得到。

小,这里将三个地区从研究样本中剔除后再次进行回归分析。结果显示,各变量的系数符号与显著性较之前没有本质上的变化,研究结果具有稳健性^⑥。

六、结论与启示

本研究基于中国省域 2003—2013 年高技术产业制造业和高技术产业服务业的面板数据,考察了高技术产业内部结构多样化、专业化与经济增长之间的关系,得到以下基本结论:(1) 全国高技术产业内部结构专业化与经济增长之间存在显著的正 U 型非线性关系;(2) 大规模地区高技术产业结构与经济增长之间呈显著的正 U 型非线性关系,小规模地区高技术产业结构与经济增长之间呈显著的倒 U 型非线性关系;(3) 各省份与全国高技术产业内部结构的差异越大,越显著推动经济增长;(4) 增加高技术产业服务业比重具有显著的经济增长效应;(5) 大中型高技术企业在一定程度上不利于经济增长。

研究结论带来的启示是:第一,从整体上应提高全国高技术产业结构的多样化程度;第二,大规模地区应整体上增加高技术产业的多样性,小规模地区应整体上增加其专业性。具体地,在大规模地区中,广东与江苏增加高技术产业专业性,浙江、上海和山东增加其多样性更为有利,北京二者均可;在小规模地区中,海南、青海、宁夏和西藏增加高技术产业专业性更有利,新疆二者均可;第三,各省份应尽力避免与全国高技术产业结构的趋同。在发展高技术产业的过程中,各个省份不应效仿国家高技术产业结构,应当基于各自资源的比较优势,寻找适合本省的最优高技术产业结构;第四,鼓励高技术产业服务业的发展。高技术产业服务业作为基于高技术和支撑科技创新的新兴服务业态,是经济增长的重要动力。增加全国特别是大规模地区高技术产业服务业比重,从财税、金融、人才等多方面给予政策支持,应成为未来高技术产业的发展方向;第五,鼓励中小型高技术企业的发展。科技型中小企业是最活跃的创新群体,设计一系列扶持中小型高技术企业的政策对于促进高技术产业发展、推动经济增长具有重要的意义。

注释:

- ① 高技术产业制造业统计数据可以从《中国高技术产业统计年鉴》中获取,而《中国高技术产业统计年鉴》是根据国家统计局颁布的《高技术产业(制造业)分类(2013)》加工整理的统计资料,因此其仅包含制造业数据,当前并没有专门针对高技术产业服务业的官方统计年鉴。尽管《中国第三产业统计年鉴》可以作为研究参考,但该年鉴关于高技术产业服务业的统计资料缺乏省域层面数据,并且从 2006 年起开始编辑出版,不足以支撑研究需要,故选择《中国统计年鉴》作为高技术产业服务业的产业分类参考与数据来源。《中国统计年鉴》从 2003 年起对产业统计口径做了较大调整,2003 年以前“信息传输、软件和信息技术服务业”数据不可得,故本研究样本区间选择 2003 至 2013 年。此外,尽管《中国高技术产业统计年鉴》与《中国统计年鉴》的统计口径存在一定差异,但本文搜集的关于高技术产业制造业和服务业的指标仅为从业人员数及企业数,且同一数据的来源唯一,因此统计口径差异的问题可不作考虑。
- ② 根据《中国高技术产业统计年鉴》,大中型高技术企业统计口径在 2011 年进行了较小调整。2011 年以前统计口径为从业人员年平均人数 300 人及以上且年主营业务收入 3000 万元及以上且年资产合计 4000 万元及以上的法人工业企业,2011 年及以后年份统计口径为从业人员年平均人数 300 人及以上且年主营业务收入 2000 万元及以上的法人工业企业。
- ③ 根据“ $dY/dHHI = 0$ ”,即“ $d(1.552HHI^2 - 1.309HHI)/dHHI = 0$ ”可求得“ HHI^* ”。
- ④ 临界值的计算方法同前所述。
- ⑤ 当然,这里只是说从整体上看应当提高大规模地区的高技术产业多样性,其中具体省份则应根据具体情况进行分析。比如广东和江苏两省的 HHI 大于临界值, SI 小于临界值,对于广东和江苏则应提高其高技术产业的专业性。其他省份情况同理。
- ⑥ 限于篇幅,稳健性检验结果未予展示,有兴趣的读者可以向作者索取。

参考文献:

- [1] MARSHALL A. Principles of economics [M]. London: Macmillan, 1920.
- [2] ARROW K J. The economic implications of learning by doing [J]. *Reviews of economic studies*, 1962, 29 (3): 155-173.
- [3] ROMER P M. Endogenous technological change [J]. *Journal of political economy*, 1990, 98 (45): S71-S102.
- [4] JACOBS J. The economy of cities [M]. New York: Vintage, 1969.
- [5] BISHOP P, GRIPAIOS P. Spatial externalities, relatedness and sector employment growth in Great Britain [J]. *Regional studies*, 2010, 44 (4): 443-454.
- [6] MAMELI F, IAMMARINO S, BOSCHMA R. Regional variety and employment growth in Italian labour market areas: services versus manufacturing industries [Z]. *The evolutionary economic geography working paper*, 2012.
- [7] 蒋媛媛. 中国地区专业化促进经济增长的实证研究: 1990—2007 年 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2011 (10): 3-20.
- [8] 张其仔, 伍业君, 王磊. 经济复杂度、地区专业化与经济增长——基于中国省级面板数据的经验分析 [J]. *经济管理*, 2012 (6): 1-9.
- [9] SIMON C J. Frictional unemployment and the role of industrial diversity [J]. *Quarterly journal of economics*, 1988, 103 (4): 715-728.
- [10] GLAESER E L, KALLAL H D, SCHEINKMAN J A, et al. Growth in cities [J]. *Journal of political economy*, 1992, 100 (6): 1126-1152.
- [11] DURANTON G, PUGA D. Diversity and specialization in cities: why, where and when does it matter? [J]. *Urban studies*, 2000, 37 (3): 533-555.
- [12] IZRAELI O, MURPHY K. The effect of industrial diversity on state unemployment rate and per capita income [J]. *The annals of regional science*, 2003, 37 (1): 1-14.
- [13] FELDMAN M P, AUDRETSCH D. Innovation in cities: science based diversity, specialization and localized competition [J]. *European economic review*, 1999, 43 (2): 409-429.
- [14] GREUNZ L. Industrial structure and innovation—evidence from European regions [J]. *Journal of evolutionary economics*, 2004, 14 (5): 563-592.
- [15] FRITSCH M, SLAVTCHEV V. Industry specialization, diversity and the efficiency of regional innovation systems [Z]. *Jena economic research paper*, 2007, No. 2007-018.
- [16] 吴三忙, 李善同. 专业化、多样化与产业增长关系——基于中国省级制造业面板数据的实证研究 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2011 (8): 21-34.
- [17] 祝树金, 于晓路, 钟腾龙. 我国地区产业多样化、技术创新与经济发展——基于面板数据联立方程模型的研究 [J]. *产经评论*, 2014 (6): 52-62.
- [18] FRENKEN K, VAN OORT F, VERBURG T. Related variety, unrelated variety and regional economic growth [J]. *Regional studies*, 2007, 41 (5): 685-697.
- [19] BOSCHMA R A, FRENKEN K. Technological relatedness and regional branching [A]//BATHELT H, FELDMAN M P, KOGLER D F. *Dynamic geographies of knowledge creation and innovation* [C]. Routledge, Taylor and Francis, 2009.
- [20] HARTOG M, BOSCHMA R, SOTARAUTA M. The impact of related variety on regional employment growth in Finland 1993—2006: high-tech versus medium/low-tech [J]. *Industry and innovation*, 2012, 19 (6): 459-476.
- [21] BRACHERT M, KUBIS A, TITZE M. Related variety, unrelated variety and regional functions: identifying sources of regional employment growth in Germany from 2003 to 2008 [J]. *Evolutionary economic geography*, 2013, 20 (1): 2-15.
- [22] GAO T. Regional industrial growth: evidence from Chinese industries [J]. *Regional science and urban economics*, 2004, 34 (1): 101-124.
- [23] SIMONEN J, SVENTO R, JUUTINEN A. Specialization and diversity as drivers of economic growth: evidence from high-tech industries [J]. *Papers in regional science*, 2015, 94 (2): 229-247.
- [24] HENDERSON J V. Externalities and industrial development [J]. *Journal of urban economics*, 1997, 42 (3): 449-470.

- [25]FRITSCH M ,SLAVTCHEV V. How does industry specialization affect the efficiency of regional innovation systems [J]. The annals of regional science 2010 ,45 (1) : 87-108.
- [26]张建华 ,程文. 中国地区产业专业化演变的 U 型规律 [J]. 中国社会科学 2012 (1) : 76-97.
- [27]张宗益 ,李森圣. 高技术产业集聚外部性特征的动态性和差异性研究——基于时变参数估计的分析 [J]. 产业经济研究 2014 (3) : 22-31.
- [28]PACI R ,USAI S. Externalities ,knowledge spillovers and the spatial distribution of innovation [J]. Geo journal ,1999 , 49 (4) : 381-390.
- [29]赵玉林 ,魏芳. 基于熵指数和行业集中度的我国高技术产业集聚度研究 [J]. 科学学与科学技术管理 2008(11) : 122-126.
- [30]孙玉涛 ,刘凤朝 ,徐茜. 中国高技术产业空间分布效应演变实证研究 [J]. 科研管理 2011 (11) : 37-44.
- [31]戴魁早. 中国高技术产业垂直专业化的生产率效应 [J]. 统计研究 2012 (1) : 55-60.
- [32]钱纳里 ,卢宾逊 ,塞尔奎因. 工业和经济增长的比较研究 [M]. 上海: 上海三联书店 ,1989.
- [33]PENG S K ,THISSE J ,WANG P. Economic integration and agglomeration in a middle product economy [J]. Journal of economic theory 2006 ,131 (1) : 1-25.

(责任编辑: 禾 日)

Diversification and Specialization in High-tech Industry Internal Structure and Economic Growth Momentum: An Empirical Analysis Based on Province-level Panel Data of High-tech Manufacturing Industry and High-tech Service Industry

LIU Peigang , WANG Haijun

(School of Economics ,Central University of Finance and Economics ,Beijing 100081 ,China)

Abstract: Using the Herfindahl-Hirschman Index ,Shannon-Wiener Index and Kullback-Leibler Divergence to measure diversity and specialty of Chinese high-tech industrial structure ,this paper analyzes the linear and nonlinear relationships between them and economic growth ,especially the impacts of the structure of high-tech industry and scale structure of high-tech enterprises on growth are examined. Firstly ,it is found that there are different U-shaped nonlinear relationships between the internal structure of high-tech industry and economic growth under different industrial levels ,namely national-level and regional-level based on which we can judge the direction of high-tech industry structural adjustment in each region. Secondly ,the differentiation of high-tech industry structure on national-level and regional-level significantly promotes economic growth ,therefore different optimal structure should be formed in each region. Thirdly ,the high-tech service industry should be encouraged as it is conducive to growth. Lastly ,to some extent ,large and medium-sized high-tech enterprises have negative impacts on growth ,therefore the development of medium and small-sized high-tech enterprises need more encouragement.

Key words: high-tech industry; structure; specialization; service industry; economic growth