

人力资本集聚与区域创新绩效

——基于浙江的实证研究

张海峰

内容提要 本文从集聚经济视角研究了人力资本的空间集聚对区域创新绩效的影响。我们构建了专业技术人员就业密度、大学生就业密度和技能工人就业密度等三个衡量县级区域人力资本集聚程度的指标。利用浙江省 69 个县级区域经济和创新数据，本文的固定效应估计结果表明人力资本的空间集聚有利于促进县级区域创新绩效的提升。专业技术人员就业密度每增加 1(人/平方公里)有助于提高区域创新绩效 5.6%。样本期间专业技术人员空间集聚程度的增加可以解释大概 10.5% 的我省县级区域创新绩效提升。本文的研究结果为区域实施创新驱动战略提供了一定的启示。

关键词 人力资本 区域创新 集聚

作者张海峰，浙江大学劳动保障与社会政策研究中心、浙江大学公共管理学院副教授。（杭州 310058）

一、引言

经过 30 多年的改革开放，中国已成为名副其实的制造业大国，然而现阶段大多数制造业企业创新能力不足也是一个不争的事实。提升自主创新能力，不仅关系“中国制造”向“中国创造”的迈进，也关系中国经济发展的可持续性。《国家中长期科学和技术发展纲要 2006-2020》明确指出要“把提高自主创新能力作为调整经济结构、转变增长方式、提高国家竞争力的中心环节，把建设创新型国家作为面向未来的重大战略选择”。近年来，已有不少文献从所有制结构（Lin et al. 2011）、产权保护（付明卫等，2015）、融资约束（鞠晓生等，2013）、创新价值链（余泳泽和刘大勇，2013）等不同角度进行了富有价值的研究。

本文在前期研究（张海峰和姚先国，2010）的基础上从集聚经济视角研究人力资本的空间集聚对区域创新活动的影响。人力资本的空间集聚理论上可能对创新活动产生截然相反的两种效应：一方面，创新活动可能受益于知识溢出等人力资本集聚产生的正外部性，另一方面，人力资本集聚也为创新主体间相互模仿带来的便利，从而一定程度上遏制了创新活动。基于浙江省 69 个地级市和县级市的经济和创新数据，本文应用面板数据分析方法研究了人力资本集聚对区域创新活动的总体影响。我们分别用单位面积上的专业技术人员数量、大学生数量、技能工人数量作为人力资本空间集聚的衡量指标。研究表明各类人力资本的空间集聚都将促进县级区域创新绩效（以每万人专利授权量衡量）。平均而言，专业技术人员就业密度每增加 1(人/平方公里)有助于提高区域创新绩效 5.6%。这意味着，样本期间专业技术人员空间集聚程度的增长可以解释大概 10.5% 的县级区域创新绩效提升。

本文第二节综述了有关创新和人力资本集聚的文献，第三节讨论了研究模型和估计方法，第四节介绍了本文使用的数据和变量，第五节讨论分析结果，最后是结论。

二、文献回顾

“创新”这一概念最早由约瑟夫·熊彼特引入经济分析，用以解释经济发展过程。熊彼特将创新定义为“建立一种新的生产函数”，企业家的“创造性破坏”活动是创新的源泉（Schumpeter, 1934）。熊彼特的这一“创造性破坏”思想引发了一系列关于创新的研究。大体来看，有关创新活动的实证研究主要围绕两个方面。一些文献侧重分析企业创新活动投入的影响因素（如安同良等，2006；张杰等，2007；刘建雄，2008；陈爽英等，2010；温军和冯根福，2012；潘越等，2015）。安同良等（2006）的研究发现，行业、企业规模和所有制特征这三个因素是影响中国制造业企业创新活动的重要因素。张杰等（2007）基于江苏省制造业企业调查问

卷的研究发现企业规模与创新投入强度之间呈明显的倒 U 型关系，集聚效应对企业创新活动有负面影响。刘建雄（2008）基于一项对浙江等 11 省市的企业调查数据研究了企业家人力资本对民营企业制度创新的影响，发现企业家的政治身份对创新有重要影响。陈爽英等（2010）实证研究了民营企业家的社会关系资本对企业研发投资决策的影响，发现企业家的银行关系资本与协会关系资本对企业研发投入有显著的积极影响，而政治关系资本则有显著的消极影响。潘越等（2015）从诉讼风险视角分别考察了资金类诉讼和产品类诉讼对企业创新活动投入的影响，发现前者会抑制企业创新活动，后者则有助于激励企业进行创新活动。

另一些文献则聚焦于创新绩效和效率及其影响因素（如 Lin et al., 2011；严成禄，2012；余泳泽和刘大勇，2013；林炜，2013；白俊红和蒋伏心，2015；付明卫等，2015）。严成禄（2012）考察了以互联网和电话使用频率衡量的社会资本对区域创新绩效（专利申请量）的影响，发现两者存在显著的正相关。林炜（2013）的分析表明劳动力成本有助于促进制造业企业创新能力。白俊红和蒋伏心（2015）从创新要素区际流动视角研究了创新系统内部协同创新和创新系统间空间关键对区域创新绩效的影响。余泳泽和刘大勇（2013）将创新活动分为知识创新、科研创新和产品创新三个阶段，分析了不同创新活动的空间外溢效应和价值链外溢效应。他们发现产品创新与知识创新及科研创新之间存在显著的价值链外溢效应。付明卫等（2015）以风电制造业为例，研究发现产业保护政策对自主创新绩效（以发明专利申请量衡量）有显著的积极影响。平均而言，2005-2007 年间，以国产化率为特点的产业保护政策有助于提高省级区域风电发明专利申请数提高 1.56-8.15 项。

就生产要素的空间集聚来说，也有一大批文献对集聚效应进行了持续的研究（Moretti, 2004；傅十和和洪俊杰，2008；Greenstone et al., 2010；张海峰和姚先国，2010；文东伟和冼国明，2014；李晓萍等，2015）。例如，Moretti（2004）的研究则集中考察了产业间的人力资本外部性。他发现人力资本的溢出效应随着产业的相似程度下降而递减，表明马歇尔外部性更明显。Greenstone et al.（2010）研究了大型企业集团在新区域设立新工厂这一经济活动是否有助于提高当地企业的生产率。他们的分析也发现与新工厂使用相似的劳动力和技术的当地企业更多地受益于新工厂设立活动。张海峰和姚先国（2010）借鉴 Ciccone & Hall（1996）提出的经济密度概念研究了经济集聚产生的两类外部性对企业劳动生产率的影响，发现企业劳动生产率显著受益于雅各布斯外部性。李晓萍等（2015）对 1999-2007 年间 288 个地级市工业企业数据的分析显示，1999-2002 年间经济集聚对制造业企业有显著的集聚效应，而 2003-2007 年期间则主要表现为拥挤效应。

三、模型与方法

本文借鉴之前的研究（张海峰和姚先国，2010），使用单位面积上的人力资本数量来衡量人力资本集聚程度。无论是有利的溢出效应还是不利的模仿效应，区域的人力资本集聚都将对区域创新绩效产生影响。为了从实证上检验人力资本集聚对创新绩效的影响，我们借鉴 Carlino et al.（2007）的思路构建如下计算模型，

$$\log(I_{it}) = \alpha + \beta D_{it-1} + X_{it-1}\gamma + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, I 表示以每万人专利授权量衡量的区域创新绩效, D 表示以单位行政面积的人力资本数量衡量的区域人力资本集聚程度, X 为一组前置的其他区域特征变量, μ 是不可观察的区域固定效应, τ 是时间效应, ε 是随机扰动项, 下标 i 和 t 分别表示区域和时间。

为了尽可能减少人力资本集聚程度(D)参数估计的联立内生性偏误, 我们使用滞后的人力资本集聚程度作为回归元。此外, 估计方程(1)还面临的威胁是不可观察的区域固定效应可能与区域人力资本集聚程度相关, 使得参数 β 的估计是有偏不一致的。在面板数据条件下, 这两者之间潜在的相关性可通过固定效应变换处理后获得无偏的参数估计值。当然, 若这种相关性不成立, 则应用随机效应变换可获得更有效的、无偏的参数估计值。我们使用传统的 Hausman 检验作为判断两种估计方法适用性的依据。

四、数据与变量

本文使用浙江省县级数据研究人力资本集聚与创新绩效的关系。根据 2010 年的行政区划, 浙江省共有 90 个县级行政区域, 由于地级市主城区内的县级区地理位置相对较为集中, 我们将地级市主城区合并为一个县级观测单位。这样处理后共有 69 个县级观测单位。本文的核心变量人力资本集聚程度主要根据 2004 年和 2008 年(浙江经济普查年鉴)的有关数据计算获得, 其他经济变量的原始数据主要来自《浙江统计年鉴》(2005-2011)的市县经济统计指标。我们对主要的变量定义说明如下:

人力资本集聚程度(D): 本文借鉴张海峰和姚先国(2010)使用密度来衡量区域的人力资本集聚程度。具体来说, 分别为单位行政面积上的专业技术人员(中高级职称)数、单位行政面积上的大学生(大学及以上)数量、单位行政面积上的技能工人(中级工及以上技能)数量。专业技术人员数量、大学生数量和技能工人数量来自 2004 年和 2008 年(浙江经济普查年鉴)。区域行政面积来自《浙江统计年鉴》, 本文在处理时扣除了农作物播种面积。

创新绩效(I): 现有文献对创新活动的衡量主要分为两大类, 即创新投入类和创新产出类。前者如 R&D 投入、科研人员投入等, 后者如专利申请授权数量、科技论文数量、新产品销售收入等。鉴于本文考察的是创新的绩效, 同时限于数据可获得性, 我们使用区域内每万人专利授权量作为区域创新绩效的衡量指标。考虑到科研投入产出有一定的滞后性, 我们借鉴 Carlino et al. (2007) 的做法采用每万人专利授权量的三年平均值。

为了尽可能减少遗漏变量误差, 我们还控制了一系列县级区域变量, 包括衡量区域经济发展程度的劳均产出、国有部门就业比重、政府支出规模、非农产业就业比重、FDI 实际投资比重以及大型企业比重等。

表 1 报告了主要变量的描述性统计。从表 1 可以发现, 无论以哪种就业人员衡量, 区域人力资本密度都有显著的增长, 其中大学及以上就业人员密度增长了近 2.5 倍。与此同时, 以三年平均每万人专利授权量衡量的创新绩效也有显著的增加, 从每万人 5.35 项增长到每万人 17.47 项。此外, 样本期间以劳均产出衡量的区域经济发展水平也取得了长足的进步。

表 1

主要变量的统计特征

变量名称	观察值	2004 或 (2005-2007)		2008 或 (2009-2011)	
		均值	标准差	均值	标准差
创新绩效(每万人专利授权量) ^a	69	5.35	5.07	17.47	13.67
人力资本集聚程度(人/平方公里)					
大学生就业密度	69	3.89	7.41	9.54	16.85
专业技术人员就业密度	69	5.19	7.51	7.06	9.87
技能工人就业密度	69	6.91	10.98	10.70	14.71
劳均产出(万元/从业人员)	69	3.37	1.61	5.25	2.15
政府支出比重(%)	69	9.10	4.79	11.17	5.88
非农就业比重(%)	69	22.27	12.57	24.35	13.79
国有部门就业比重(%)	69	0.08	0.06	0.06	0.05
FDI 实际投资比重(%) ^b	67/68	3.40	3.24	2.37	2.15
大型企业比重(%) ^c	69	13.27	4.63	15.36	5.11

注:a 表中 2004 年创新绩效衡量的是 2005-2007 年三年平均每万人专利授权量,2008 年创新绩效衡量的是 2009-2011 年三年平均每万人专利授权量。b 文成县和庆元县 2008 年的 FDI 数据缺失,嵊泗县 2004 年的 FDI 数据缺失。c 大型企业定义为资产总额在 500 万以上的企业。

五、估计结果与讨论

在表 2 中,我们首先报告了基本的 OLS 回归结果。在所有回归中,我们控制了区域经济发展水平和大型企业比重这两个最重要的影响区域创新绩效的因素。同时,所有回归也包含了一个时间虚拟变量,以控制年份效应。第(1)-(3)列分别使用专业技术人员就业密度、大学生就业密度和技能工人就业密度等三类人力资本集聚变量。可以发现,人力资本的空间集聚都与区域创新绩效成正相关,而且除技能工人就业密度外,其他两个密度变量的系数都至少在 10%水平上统计显著。平均而言,人力资本集聚密度每上升 1(人/平方公里),区域创新绩效将提高 1.3%-2.4%。作为对比,第(4)列报告了非农就业人员密度对创新绩效的影响。结果也显示,非农人口的空间集聚一定程度上也有利于促进区域创新,但是这种影响远低于人力资本集聚对创新绩效的影响(不到前者的 10%)。这一比较分析说明,创新主要是由那些具有一定人力资本的就业人员实施的。此外,两个控制变量的参数也显著为正,说明经济越发达的地区和大型企业比重越高的地区,其创新绩效也越高。

表 2

人力资本集聚对创新绩效的影响:OLS 估计

	因变量:每万人专利授权量的对数			
	(1) 专业技术人员 就业密度	(2) 大学生 就业密度	(3) 技能工人 就业密度	(4) 非农就业人员 密度
人力资本集聚程度	0.024* (0.012)	0.017** (0.007)	0.013 (0.008)	0.001* (0.001)
劳均产出	1.191*** (0.256)	1.214** (0.228)	1.271*** (0.256)	1.069*** (0.272)
大型企业比重	0.068** (0.023)	0.070*** (0.024)	0.063** (0.022)	0.066*** (0.021)
年份效应	0.572*** (0.133)	0.505** (0.133)	0.540*** (0.131)	0.616*** (0.132)
R-squared	0.668	0.674	0.664	0.681
N	138	138	138	138

注:括号内为地级市聚类校正后的标准误。上标***、**和*分别表示 1%、5%和 10%统计显著性。

如前所述,表 2 的 OLS 估计可能会受遗漏变量和不可观察区域固定效应的影响而产生偏误。我们应用面板数据估计方法来处理可能的偏误。表 3 报告了固定效应估计结果。与表 2 相对应,表 3 的第(1)-(3)列报告的是仅控制区域经济发展水平、大型企业比重和年份效应后的固定效应估计结果。与 OLS 估计结果相比,固定效应估计有一些明显的变化,首先是专业技

技术人员就业密度的系数和显著性程度有大幅上升,大学生就业密度的系数和显著性有较大幅度的下降,技能工人就业密度的系数大小没变化但统计显著性有所下降。这说明不可观察的区域固定效应与人力资本集聚变量可能存在一定的相关性。表3的第(4)–(6)列进一步控制了国有部门就业比重、非农就业比重、政府支出比重和FDI投资比重等一组反映区域经济结构的变量。可以发现,包括这些变量的固定效应估计结果没有对表3中第(1)–(3)列的结果有显著的影响。总体上,人力资本集聚对区域创新绩效都有积极的影响。就数量而言,专业技术人员就业密度对创新绩效的影响最为显著。平均而言,单位行政面积每增加1(人/平方公里)有助于提高区域创新绩效5.6%。这意味着,样本期间专业技术人员就业密度的增长可以解释大概10.5%的县级区域创新绩效提升。。

表 3 人力资本集聚对创新绩效的影响:固定效应估计

	因变量:每万人专利授权量的对数					
	(1) 专业技术人员 就业密度	(2) 大学生 就业密度	(3) 技能工人 就业密度	(4) 专业技术人员 就业密度	(5) 大学生 就业密度	(6) 技能工人 就业密度
人力资本集聚程度	0.051*** (0.016)	0.007 (0.008)	0.013 (0.016)	0.056*** (0.023)	0.006 (0.009)	0.013 (0.017)
劳均产出	0.157 (0.240)	0.178 (0.291)	0.198 (0.290)	0.172 (0.227)	0.265 (0.296)	0.285 (0.265)
大型企业比重	0.025 (0.014)	0.016 (0.015)	0.014 (0.013)	0.015 (0.020)	0.007 (0.020)	0.006 (0.017)
国有部门就业比重				-0.029 (0.027)	-0.032 (0.029)	-0.034 (0.022)
非农就业比重				0.010 (0.008)	0.016 (0.009)	0.014 (0.010)
政府支出比重				-0.099 (0.058)	-0.055 (0.067)	-0.060 (0.067)
FDI 实际投资比重				0.023 (0.035)	0.013 (0.035)	0.016 (0.037)
Hausman 检验	29.04 (p<0.01)	24.57 (p<0.01)	26.22 (p<0.01)	17.07 (p=0.029)	13.93 (p=0.084)	13.09 (p=0.108)
R-squared	0.910	0.905	0.905	0.924	0.918	0.919
N	138	138	138	135	135	135

注:括号内为地级市聚类校正后的标准误。上标***、**和*分别表示1%、5%和10%统计显著性。表中的各列回归均控制了年份效应。Hausman 检验报告了固定效应估计系数与相应的随机效应估计系数差异的显著性程度。

表3的第(4)–(6)列回归中,其他的控制变最大多统计上不显著,但都有符合理论预期的符号。例如,国有部门就业比重较高和政府支出比重较大的地区往往具有较低的创新绩效,而非农部门就业比重较高和FDI投资比重较高的地区则具有较高的创新绩效。

固定效应变换虽然可以有效处理不可观察的区域固定效应 μ ,但若 μ 与人力资本集聚不相关,则随机效应估计要比固定效应估计的估计效率更高。我们使用随机效应方法估计了表3中的各列模型^③,并使用Hausman检验的p值作为判断依据。表3倒数第三行报告的Hausman检验结果表明,没有证据表明随机效应估计是更可取的结果。

六、结论与不足

创新是文明进步的不竭动力。提高自主创新能力已成为当前实现我国经济结构转型升级、提高国家竞争力的一项重要战略任务。本文利用浙江省县级区域的面板数据，从集聚经济视角研究了人力资本的空间集聚对区域创新绩效的影响。我们的估计结果表明以专业技术人员就业密度、大学生就业密度和技能工人就业密度等衡量的人力资本集聚都有利于促进县级区域创新绩效的提升。这其中，专业技术人员就业的空间集聚对区域创新绩效的促进作用最显著。样本期间，专业技术人员就业空间集聚程度的增长可以解释大概 10.5% 的我省县级区域创新绩效提升。本文的分析结果为区域实施创新驱动战略提供了一定的启示。

限于数据的可得性，本文未能分别区分人力资本集聚对创新绩效的两种效应，而只是估计了人力资本集聚的总体效应。此外，本文也未能控制那些随时间变化的且不可观察的区域效应。