

# 在集聚中走向创新

## ——专利生产中的集聚经济效应研究

黄小勇<sup>1</sup> 龙小宁<sup>2</sup>

(1. 西南大学 经济管理学院, 重庆 400715; 2. 厦门大学 经济学院, 福建 厦门 361005)

**摘要:** 基于中国工业企业数据库与专利数据库的匹配数据,以2001年、2005年、2006年以及2007年的企业级面板数据为样本,研究产业集聚对企业创新效率的影响,以探讨产业集聚是否能够促进我国加快建设创新型国家的目标。研究发现:产业集聚显著促进了专利的产出效率,其中,本地化经济效应显著而城市化经济效应不显著;平均来看,本地化经济效应解释了我国企业2001年至2007年专利数量对数增长的9.6%。研究还发现,较高水平的研发支出或人力资本有助于企业获得本地化经济效应。研究结果表明:产业集聚是近年来我国企业专利获取数量快速增长的一个重要影响因素,其有助于整个国家创新效率的提高;为了更好地发挥集聚经济效应,企业和地方政府应重视研发支出规模的扩大以及高技能人才的引进。

**关键词:** 产业集聚; 专利生产函数; 本地化经济; 城市化经济; 技术溢出

**中图分类号:** F062.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2020)01-0084-15

### 一、引言

创新是促进经济增长的重要因素,企业创新是一种创造性破坏(creative destruction)。新产品、新生产方法、新市场或新的产业组织方式是经济增长的持续推动力<sup>[1]</sup>。在改革开放后的很长时期内,低劳动力成本、高投资率以及技术引进帮助我国实现了快速的经济增长<sup>[2]</sup>。然而,随着我国制造业工人工资的增长,人工成本逐渐提高,我国经济需要转变增长模式,比过去更依赖创新和全要素生产率的增长<sup>[3]</sup>。因此,党的十九大报告指出“创新是引领发展的第一动力,是建设现代化经济体系战略支撑”,并提出“加快建设创新型国家”的要求。

专利数量通常被认为是创新的一个重要衡量指标。根据这一指标,我国企业在较高的人工成本压力下展现了良好的创新能力<sup>[3]</sup>。这一点反映在我国年度专利授权总量的增长上,近十几年来,我国年度专利授权数量增长迅猛(见图1)。本国实体获得的年度专利授权总数从2000年的约9.5万件增加到2017年的约172万件,17年间增长了约17倍。

专利授权数量的快速增长引起了很多学者的研究兴趣,已有研究提出并验证了影响专利授权数量的因素,主要包括:企业和科研机构的研发投入强度<sup>[4]</sup>、外国直接投资的溢出效应<sup>[5]</sup>、法律和制

收稿日期:2019-09-08; 修回日期:2019-12-18

**作者简介:** 黄小勇(1982—),男,福建诏安人,经济学博士,西南大学经济管理学院、经济研究中心讲师,研究方向为产业经济学、企业创新、城市经济学; 龙小宁(1971—),女,内蒙古包头人,通讯作者,经济学博士,厦门大学经济学院、王亚南经济研究院教授,研究方向为制度的经济分析、企业创新、应用微观经济学。

**基金项目:** 国家自然科学基金面上项目(71273217); 国家自然科学基金应急管理项目(71741001); 教育部人文社会科学基金青年项目(18XJC790006)

度<sup>[6-7]</sup>、国有企业的改制<sup>[6]</sup>等。有趣的是,尽管集聚经济的相关文献对产业集聚的经济效应进行了广泛而深入的研究,但我国专利数量增长的相关文献尚未对产业集聚与企业专利授权数量之间的关系进行系统的实证研究。事实上,在专利授权数量快速增长的同时,我国的产业集聚也处于高速发展中,并且政府政策是产业集聚的重要影响因素<sup>[8]</sup>。从1978年到2001年,地区的工业GDP占全国工业GDP比重的省际差异逐渐扩大,这反映了我国产业集聚不断增强的事实<sup>[8]</sup>。根据中国工业企业数据库中的相关数据,本文统计了我国地级市(或地级区域)规模以上工业企业数量在不同年度的平均值(见图2),发现了明显的产业集聚趋势,地级市(或地级区域)规模以上工业企业平均数量从1998年的约450家增加到2007年的约850家,增长了近1倍。

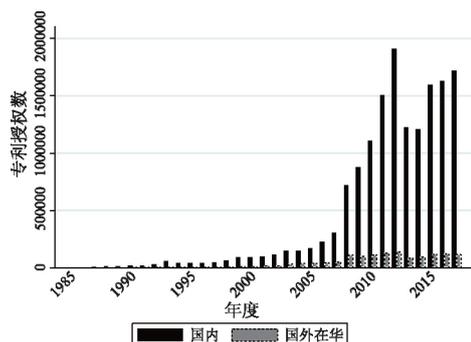


图1 我国年度专利授权数量

资料来源:中国国家知识产权局专利统计年报

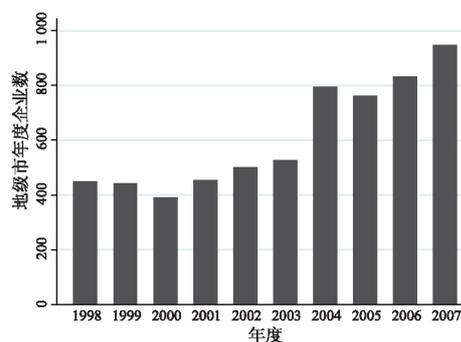


图2 地级市(或地级区域)规模以上工业企业平均数量

资料来源:根据中国工业企业数据库统计所得

产业集聚被认为能够提高企业的生产效率,相关文献强调了集聚带来的两类外部经济效应:Marshall<sup>[9]</sup>认为集聚的外部效应主要发生在同行业内部,此类外部性被称为本地化经济(localization economy);Jacobs<sup>[10]</sup>则强调了相互关联的不同行业企业之间的技术溢出对于创新的重要性,跨行业集聚带来的外部性被称为城市化经济(urbanization economy)。

我国专利数量的迅速增长是否受益于产业集聚?本地化经济和城市化经济对于专利的研发来说是否同等重要?什么因素影响了企业获益于集聚经济?这些问题尚未得到系统研究,其原因可能是:长期以来,我国的大样本企业数据缺少企业专利方面的信息。由于产业集聚是我国工业快速发展的一个显著特点<sup>[11]</sup>,在我国经济增长模式转变的过程中,产业集聚能否增强企业创新效率就成为一个非常重要的问题。对该问题的研究有助于分析以往的增长模式是否也能够对创新驱动的增长提供帮助。

本文主要基于中国工业企业数据库与专利数据库的匹配数据对上述问题进行实证研究。研究发现:对于企业专利生产而言,集聚经济效应主要来源于本地化经济,城市化经济的作用并不显著;企业加大研发投入或提高人力资本水平有利于自身获益于本地化经济。本文的研究结论表明,产业集聚不仅推动了我国的快速工业化,也将对我国建设创新型国家起到促进作用。本文的主要贡献包括三个方面:首先,现有研究专利数量增长的文献并未检验产业集聚对专利数量的影响,而本文的研究结果表明,本地化经济是我国企业专利数量增长的一个重要影响因素,其集聚经济效应解释了2001年至2007年以来我国企业专利数量对数增长的9.6%,而城市化经济的效应并不显著;其次,使用中国数据研究集聚与创新关系的文献仍然非常缺乏,本文的研究有助于更充分地了解我国产业集聚与创新之间的关系;最后,本文考察了集聚经济作用于企业的机制,发现企业研发规模和人力资本水平对企业吸收集聚经济效应的能力有显著影响。

本文的余下内容包括:第二部分回顾了相关文献并提出可供检验的假设;第三部分介绍了本研究所采用的实证方法及数据;第四部分是实证结果;第五部分进行稳健性检验;最后一部分为本文的结论。

## 二、文献综述与假设的提出

产业集聚指的是相关联的企业或机构在地理上的集中<sup>[12]</sup>。有关产业集聚给企业带来的效率提升,现有文献主要存在两种观点。一方面,Marshall<sup>[9]</sup>强调了同行业企业在地理上的集中将给企业带来三类正外部性:由于企业在地理位置上接近,同行业的企业员工能够面对面地进行社会互动并交换信息,企业间更容易产生技术外溢;同行业企业能够共享劳动力市场,从而使得企业与劳动力之间能够更好地匹配;通过原材料及中间产品的共享,企业能够降低生产成本。这种同行业集聚产生的外部性被称为本地化经济。另一方面,Jacobs<sup>[10]</sup>则强调了企业能够从与本行业互补的其他行业获得信息,从而促进企业的技术创新。这一观点强调了其他行业的经济规模以及行业多样性给本行业企业带来的好处,这种外部性被称为城市化经济。

现有研究从多个角度证实了本地化经济和城市化经济的存在。首先,从探究产业集聚与行业规模增长关系的角度,Glaeser *et al.*<sup>[13]</sup>以及Henderson *et al.*<sup>[14]</sup>使用城市-行业数据,分析了产业集聚对行业就业规模增长的影响。前者发现了支持城市化集聚经济的证据<sup>[13]</sup>,后者发现成熟资本品行业存在本地化集聚经济,而在高新科技行业两种集聚经济均存在<sup>[14]</sup>。其次,从产业集聚对企业全要素生产率或劳动生产率影响的角度,多数研究发现本地化经济效应显著而城市化经济效应不显著,如Henderson<sup>[15]</sup>、Cingano and Schivardi<sup>[16]</sup>,以及Martin *et al.*<sup>[17]</sup>的研究。而Cainelli *et al.*<sup>[18]</sup>的研究则发现只有本地化集聚变量及城市化集聚变量达到一定水平时,本地化经济与城市化经济才对生产率具有显著影响。再次,从产业集聚对工人工资影响的角度,Wheaton and Lewis<sup>[19]</sup>、Fu and Ross<sup>[20]</sup>、Chen<sup>[21]</sup>均发现了支持本地化经济的证据。另外,刘修岩<sup>[22]</sup>的综述较好地总结了产业集聚与经济增长的关系。

除了上述角度以外,部分文献还研究了集聚对创新的影响,其中包括使用地区级加总数据进行的研究(如Hornych and Schwartz<sup>[23]</sup>基于德国数据的研究,彭向和蒋传海<sup>[24]</sup>基于我国数据的研究),以及基于企业级数据的分析(如Baptista and Swann<sup>[25]</sup>对英国制造业企业的研究,Gilbert *et al.*<sup>[26]</sup>对美国信息技术行业技术创新的研究,董晓芳和袁燕<sup>[27]</sup>、Zhang<sup>[28]</sup>对我国制造业企业创新效率的研究)。这些文献中与本文最相关的是董晓芳和袁燕<sup>[27]</sup>以及Zhang<sup>[28]</sup>的研究。前者基于2007年的中国工业企业数据库研究了集聚对企业新产品研发效率的影响,发现新生企业更多受益于城市化经济,而成熟企业则更多受益于本地化经济。由于使用的是截面数据,她们的估计结果可能存在较严重的偏误,因此,她们认为该研究的主要贡献是检验了新生企业和成熟企业在创新特点上的差异,而不是估计本地化经济和城市化经济效应的大小<sup>[27]</sup>。Zhang<sup>[28]</sup>使用中国工业企业数据库中1998年至2007年的面板数据,研究了集聚对企业新产品研发效率的影响,发现本地化经济和城市化经济均对企业产品创新效率存在显著的促进作用。

以上文献回顾表明,目前关于我国产业集聚与创新关系的研究仍然非常不足。已有研究多采用新产品产值作为企业创新产出的度量指标,但依据Griliches<sup>[29]</sup>的研究,专利数量是度量创新产出更为合适的指标,其原因主要包括:专利与知识生产过程高度相关;专利文件客观存在,且专利的标准随时间变化不大。此外,现有文献缺乏对创新过程中本地化经济效应和城市化经济效应差异的分析,因此,没能评估这两类集聚经济效应的相对重要性。而这种评估将有助于回答一个非常重要的政策问题,即为了提高制造业企业的创新效率,城市应该重点发展特定制造业行业还是应该促进制造业行业的多样化发展?

为了评估本地化经济和城市化经济在创新中的重要性,我们需要对集聚经济发生作用的三个渠道进行分析。首先,集聚所导致的企业间技术溢出更可能发生在同一行业内部。现有研究发现,技术溢出对企业专利产出效率的影响很大程度上取决于企业间的技术相似程度<sup>[30-31]</sup>。根据Bloom *et al.*<sup>[31]</sup>的分析,研发活动中的生产者是有专门知识的科研人员,不同企业科研人员的接触和交流会

产生知识溢出,但这种溢出主要发生在技术领域接近的科研人员之间。可见,技术溢出更可能发生在技术相似度较高的同一行业内部。其次,集聚对企业与研发人员匹配效率的改善更可能发生在同一行业内部。其原因为:匹配效率改善的前提是集聚导致企业和研发人员同时面临更多选择,而由于不同行业在技术领域存在差异,不同行业中企业集聚带来的匹配效率的提高很可能是有限的。最后,在专利生产的投入要素共享方面,行业内规模增长和行业外规模增长所带来的改进难以在理论上进行比较。随着行业规模的增长,更多的企业可以共享市场为研发活动提供的服务,例如专利申请的代理服务以及与知识产权有关的法律服务。这降低了企业使用这类服务的成本,并提高了制造业企业的专利研发效率。因此,企业所处行业以及行业外的规模增长均有助于专利研发中的投入要素共享。以上分析表明,在专利的生产方面,本地化经济效应相比城市化经济效应可能更为显著。因此,本文检验的第一个假设如下:

假设 1: 在专利的生产方面,相比城市化经济效应,本地化经济效应更显著。

除了两类集聚经济在创新中的相对重要性以外,另一个被忽略的问题是:在企业内部,什么因素会影响企业获得的集聚经济效应的大小。现有文献中关于技术溢出的研究较为丰富,而关于其他两个渠道(改善企业与员工的匹配效率,以及共享生产投入要素)的研究则较为缺乏。从技术溢出方面来看,企业的研发规模和人力资本将影响企业获取技术溢出的能力。在 Berliant *et al.*<sup>[32]</sup> 以及 Bloom *et al.*<sup>[31]</sup> 对技术溢出机制的分析中,重点强调了企业之间的人员交流,他们认为企业的研发人员越多,越容易从与其他企业的人员交流中获取技术溢出。企业间的人员交流作为技术溢出的渠道,其数量和质量将影响企业获取技术溢出的能力。在交流的数量方面,当企业的研发规模很小时,企业的研发人员往往数量有限,与外部的交流也可能受限于有限的研发经费预算而无法很好地开展,这使企业获取外部信息的能力较差;在交流的质量方面,如果企业的人力资本水平较低,则难以从交流中获益。由于技术溢出是集聚经济的重要来源,企业的研发规模与人力资本水平很可能会影响企业获得的集聚经济效应。基于以上分析,本文检验的第二个假设以及第三个假设如下:

假设 2: 在专利的生产方面,企业的研发规模越大,获取的集聚经济效应越强。

假设 3: 在专利的生产方面,企业的人力资本水平越高,获取的集聚经济效应越强。

### 三、实证方法与数据

#### (一) 实证模型

Pakes and Griliches<sup>[33]</sup> 在 1980 年提出了知识生产函数的概念,该概念在文献中得到了大量应用。根据知识生产函数的分析框架,企业的技术知识是企业研发支出的产出,并受其他影响企业研发效率的因素影响。本文参考 Hall and Ziedonis<sup>[34]</sup> 的研究,将以专利数量度量知识产出的知识生产函数称为专利生产函数。本文的实证策略是通过估计一个扩展的专利生产函数来检验前文的假设。具体实证模型为:

$$\log Patent_{ijct} = \beta_0 + \beta_1 \log FirmSIC2_{jct} + \beta_2 \log FirmOTHER_{jct} + \beta_3 Diversity_{jct} + \gamma x_{ijct} + \theta_i + \varphi_c + \delta_{pt} + \tau_{jt} + v_{ijct} \quad (1)$$

其中  $i$  表示企业,  $j$  表示行业,  $c$  表示地级市,  $p$  表示企业所在省份,  $t$  表示年度。因变量  $\log Patent_{ijct}$  是企业  $i$  成功申请的专利数量的对数。参考已有文献<sup>[35-36]</sup>, 本文将行业定义为我国标准行业分类代码中的二位数行业。

我们感兴趣的解释变量包括本地化集聚变量和城市化集聚变量。参考 Henderson<sup>[15]</sup> 的研究, 本文使用行业内企业数量的对数, 即  $\log FirmSIC2_{jct}$ , 度量本地化集聚水平。关于城市化集聚水平的度量, 本文参考 Martin *et al.*<sup>[17]</sup> 的思路, 使用两个变量, 即  $\log FirmOTHER_{jct}$  以及  $Diversity_{jct}$  进行度量。其中, 前者表示其他行业的企业数量对数(考虑了不同行业的技术距离), 后者表示城市的行业多样性, 详细的计算方法见下文中数据与变量一节。 $x_{ijct}$  是回归中的控制变量, 包括企业级、行业级以及城市

级控制变量。本文在回归中控制了企业固定效应  $\theta_i$ 、城市固定效应  $\varphi_c$ 、省份-年度固定效应  $\delta_{pt}$  以及行业-年度固定效应  $\tau_{jt}$ 。 $v_{ijct}$  是模型的误差项。本文假定企业固定效应  $\theta_i$  与回归中的其他解释变量相关, 并采用面板固定效应模型进行估计。没有采用泊松固定效应模型估计的原因是: 当同时控制大量固定效应时, 极大似然法估计常常无法收敛。

本文使用模型(1)检验假设1。为了对假设2和假设3所提出的作用机制进行检验, 我们在模型(1)中加入交互项进行估计。具体地, 为了检验假设2, 我们在模型(1)中增加了企业研发支出对数  $\log R\&D_{ijct}$  与集聚变量的交互项; 为了检验假设3, 我们在模型(1)中加入了企业人力资本水平  $HMCP_{ijct}$  与集聚变量的交互项。

## (二) 识别策略

本文的识别策略是利用变量的两个维度的变化识别系数, 即利用企业级面板数据中企业外部集聚经济变量的年度间变化, 以及这种变化在同一省份不同城市间的差异估计系数。回归中控制企业固定效应  $\theta_i$  的主要原因是企业在专利生产方面可能存在效率差异。现有文献通常将这种企业间的效率差异模型划分为长期差异和短期变化。其中, 长期差异指  $\theta_i$  是不随时间而变化的。如果专利生产效率越高的企业越倾向于进行产业集聚, 则该固定效应很可能与集聚经济变量相关。由于无法观测企业间研发效率差异的短期变化, 我们使用销售利润率作为专利生产短期效率的一个代理变量。这样做是基于企业经营效率与研发效率正相关的假设。省份-年度固定效应  $\delta_{pt}$  主要用于控制不同省份在不同年度受到的冲击。例如, 有些省份在不同年度会采用鼓励企业进行专利申请的政策, 这些政策已经被证实对专利的申请数量有显著影响<sup>[7]</sup>。如果这些政策既提高了企业申请专利的意愿(从而提高了专利生产的效率)也同时鼓励了企业在城市中落户, 则遗漏这些变量将导致估计偏误。 $\tau_{jt}$  控制了不同行业在不同年度受到的冲击。这类冲击的例子包括国家的产业政策、行业的技术进步等。

由于企业的选址决策很可能考虑了城市的特征, 例如城市的地理位置, 不同城市之间的差异就可能导致集聚的企业存在创新效率的差异。这意味着城市特征与企业创新效率相关。同时, 城市特征也很可能与产业集聚水平相关, 例如大城市的产业多样性往往比小城市高。因此, 我们控制了城市固定效应  $\varphi_c$  (主要包括城市的地理特征、气候条件等不变因素)。此外, 我们还控制了其他重要的城市特征。

## (三) 数据与变量

本研究中使用的企业级数据主要来自中国工业企业数据库与中国专利数据库的合并数据, 行业级数据来自该合并数据在行业层面的汇总, 城市级数据来自对应年份的《中国城市统计年鉴》。我们首先将中国工业企业数据库中1998—2007年的样本按照 Brandt *et al.*<sup>[37]</sup> 提出的方法进行整理, 以配对不同年份的相同企业。He *et al.*<sup>[38]</sup> 将中国工业企业数据库与中国专利数据库按照前者的企业名称与后者的申请人名称进行了配对, 并公开了配对数据。该配对数据建立了1998—2007年逐年的工业企业名称与成功的专利申请信息之间的对应。本文使用这一配对数据, 并利用整理过的工业企业数据进行合并。

在被合并入企业年度专利申请数据的中国工业企业数据库1998—2007年的面板数据中, 本文参考已有文献的处理方式, 删去了固定资产小于0、销售收入小于0, 以及职工人数小于8的观测值。由于中国工业企业数据库仅在2001年、2005年、2006年以及2007年的样本中拥有企业研发支出数据, 本文仅保留这四年的样本进行分析。同时, 由于我们关注的是企业在专利生产过程中的集聚经济, 本文仅保留研发支出大于0的观测值, 即只对有进行研发活动的企业进行分析<sup>①</sup>。另外, 由于本文使用的是面板固定效应模型, 主要利用变量在年度间的变化进行系数估计, 我们去掉样本期间仅出现过一次的企业样本。本文最终用于回归分析的样本包括2001年、2005年、2006年以及2007年

共计约 2.7 万个观测值,这些观测值来自 9 559 家企业,位于 265 个地级市,且每个企业在样本中至少有两个不同年份的观测值。

在模型(1)中,我们感兴趣的解释变量是本地化集聚变量  $\log FirmSIC2_{jct}$ ,以及城市化集聚变量  $\log FirmOTHER_{jct}$  和  $Diversity_{jct}$ 。参考 Henderson<sup>[15]</sup> 的研究,本文使用所在地级市的本行业企业数量(取对数)作为行业内集聚水平的度量指标。 $\log FirmOTHER_{jct}$  表示行业  $j$  以外的企业总数的对数,但是在加总行业外企业数量时,我们将不同行业的企业数量分别乘以该行业与行业  $j$  之间的技术相似度,然后再加总,即:

$$\log FirmOTHER_{jct} = \ln \left( \sum_{i \neq j}^n FirmSIC2_{ict} \times Tech_{ij} \right) \quad (2)$$

其中  $n$  是城市  $c$  中的行业数量,  $FirmSIC2_{ict}$  表示行业  $i$  的企业数量,  $Tech_{ij}$  表示行业  $i$  与行业  $j$  之间的技术相似度。根据 Jaffe<sup>[30]</sup> 对技术相似度的定义,我们将行业  $i$  的技术  $T_i$  定义为包括  $n$  个分量的向量,每个分量为该行业获得的某类专利占总专利数量的比例,行业  $i$  与行业  $j$  之间的技术相似度被定义为两个行业技术向量的夹角余弦值,即:

$$Tech_{ij} = \frac{T_i T_j'}{(T_i T_i')^{1/2} (T_j T_j')^{1/2}} \quad (3)$$

本文首先对所有行业在 1998 年至 2007 年间的专利按照专利类别进行汇总,得到每个行业的技术向量,然后按照公式(3)计算行业间的技术相似度,进而依照公式(2)计算行业外规模  $\log FirmOTHER_{jct}$ 。本文参考 Martin *et al.*<sup>[17]</sup> 的研究计算行业多样性指标  $Diversity_{jct}$ ,具体公式为  $Diversity_{jct} = \ln(1/H_{jct})$ 。其中:

$$H_{jct} = \sum_{k \neq j}^n \left( \frac{employees_{kct}}{employees_{ct} - employees_{jct}} \right)^2$$

式中  $employees_{kct}$  表示第  $t$  年城市  $c$  中行业  $k$  的全部就业人数,  $employees_{ct}$  表示第  $t$  年城市  $c$  的总就业人数,  $n$  表示城市  $c$  中的行业总数。即我们先计算每个行业所面临的根据员工人数计算的赫芬达尔指数  $H_{jct}$ ,之后再对其倒数取对数。因此,  $Diversity_{jct}$  数值越大表示行业  $j$  面临的外部行业多样性水平越高。

模型(1)中的控制变量包括企业级、行业级以及城市级变量。这些变量的符号和含义具体见表 1,描述性统计结果具体见表 2。为了检验假设 3,我们还需要企业人力资本水平的信息。本文用企业高技能工人(即大专及以上学历的员工)的比例作为企业人力资本水平  $HMCP$  的度量指标。由于中国工业企业数据库中仅 2004 年的样本包含该变量信息,我们便将该年度的人力资本水平作为企业在样本期间的平均人力资本水平。

在企业级变量方面,除了控制研发支出对数  $\log R\&D$ 、企业规模对数  $\log Size$ ,以及企业年龄对数  $\log Age$  以外,本文还控制了人均净固定资产对数  $\log Capital$ 。企业的人均净固定资产越高意味着企业的沉没成本越高,因而当竞争对手利用专利进行竞争时,这类企业的潜在损失可能更大<sup>[34]</sup>。因此,人均净固定资产越高的企业越有激励进行专利的申请。此外,我们还控制了企业的销售利润率  $Profit$ ,希望能够捕捉研发效率的短期变动<sup>②</sup>。本文参考 Wei *et al.*<sup>[3]</sup> 的研究,按照企业注册资本的来源将企业分为国有企业(SOE)、民营企业(Private)和外资企业(Foreign),并在回归中控制了企业的所有制类型。

在行业级变量方面,我们控制了行业的竞争程度  $CMPT$  以及企业所在行业的平均工资对数  $\log WageSIC2$ 。本文使用如下公式计算行业竞争程度:

$$CMPT_{jct} = - \ln \sum_{i=1}^m \left( \frac{sales_{ijct}}{total\_sales_{jct}} \right)^2$$

表 1 变量的符号及含义

变量符号	含义
<b>企业级变量</b>	
<i>logPatent</i>	专利数量取对数, 即 $\ln(\text{成功获得授权的年度专利申请数量} + 1)$
<i>logR&amp;D</i>	研发支出取对数, 即 $\ln(\text{年度研发支出})$ , 研发支出调整至 2001 年价格水平, 单位为千元
<i>logSize</i>	企业规模的对数, 等于员工总数取对数, 即 $\ln(\text{企业员工总数})$
<i>logAge</i>	企业年龄取对数, $\ln(\text{企业年龄} + 1)$
<i>logCapital</i>	人均净固定资产取对数, 即 $\ln(\text{人均净固定资产})$ , 调整至 2001 年价格水平, 滞后一期, 单位为千元
<i>Profit</i>	销售利润率, 等于主营业务利润除以主营业务销售额, 滞后一期
<i>HMCP</i>	样本期间企业平均人力资本水平, 用 2004 年大专及以上学历员工的比例度量
<i>Private</i>	0-1 虚拟变量, 等于 1 表示民营企业
<i>Foreign</i>	0-1 虚拟变量, 等于 1 表示外资企业
<b>行业级变量</b>	
<i>logFirmSIC2</i>	本行业企业数量取对数, 即 $\ln(\text{企业所在的二位数行业企业数量})$
<i>logFirmOTHER</i>	其他行业企业数量取对数, 但考虑了不同行业的技术相似度, 计算方式见正文
<i>Diversity</i>	企业所在行业面临的行业多样性, 计算方式见正文
<i>CMPT</i>	行业的竞争程度, 即 $-\ln(\text{以销售额计算的赫芬达尔指数})$
<i>logWageSIC2</i>	本行业平均工资取对数, 即 $\ln(\text{企业所在的二位数行业平均工资})$ , 调整至 2001 年价格水平, 单位为千元
<b>城市级变量</b>	
<i>logGDPP</i>	$\ln(\text{城市人均 GDP})$ , 调整至 2001 年价格水平, 度量经济发达程度, 单位为千元
<i>FDI</i>	当年实际使用外资(单位为亿美元)除以 GDP(单位为亿元), 度量开放程度
<i>IndShare</i>	工业总产值除以地级市 GDP, 度量工业化程度
<i>logPop</i>	$\ln(\text{地级市人口数量})$ , 度量城市大小, 单位为万人
<i>Unemp</i>	城镇登记失业率
<i>College</i>	地级市大专以上学历教师数量占地级市人口的比例

其中  $sales_{ijt}$  是第  $t$  年在城市  $c$  中企业  $i$  所在的行业  $j$  的销售收入,  $m$  是行业  $j$  中的企业数量,  $total\_sales_{jct}$  是第  $t$  年城市  $c$  中行业  $j$  的加总销售收入。即我们先算出以销售收入计算的赫芬达尔指数, 然后对其倒数取对数。因此, 行业竞争程度数值越大表示竞争程度越强。在企业的生产中, 人力资本外部性得到了广泛的研究, 但我们缺少样本期间的行业人力资本数据, 因此, 我们控制了行业平均工资对数  $logWageSIC2$ 。

在城市级控制变量方面, 本文回归中控制的城市特征主要包括: 地级市经济发展水平  $logGDPP$ , 使用城市人均 GDP 对数作为度量变量; 地级市的开放程度  $FDI$ , 使用外国直接投资占 GDP 的比重进行度量; 工业化程度  $IndShare$ , 使用工业总产值占 GDP 的比重进行度量; 城市规模  $logPop$ , 使用地级市人口总量的对数

表 2 样本描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值	观测数
<b>企业级</b>					
<i>Patent</i>	6.059	66.515	0	6 122	27 003
<i>R&amp;D(千元)</i>	7 320.797	31 175.31	1	397 024	27 003
<i>Size</i>	1 139.3	3 647.155	8	188 151	27 003
<i>Age</i>	15.926	15.916	0	100	27 003
<i>Capital(千元)</i>	162.661	2 520.559	0.026	304 475	27 003
<i>Profit</i>	0.056	0.151	-0.986	0.776	27 003
<i>HMCP</i>	0.306	0.247	0	1	27 003
<i>Private</i>	0.64	0.48	0	1	27 003
<i>Foreign</i>	0.259	0.438	0	1	27 003
<b>行业级</b>					
<i>FirmSIC2</i>	277.735	342.843	1	1 896	27 003
<i>FirmOTHER</i>	844.203	985.056	2.564	5 444.849	27 003
<i>Diversity</i>	2.392	0.372	0.161	2.899	27 003
<i>CMPT</i>	2.710	1.209	0	6.137	27 003
<i>WageSIC2(千元)</i>	21.672	11.437	1.719	202.991	27 003
<b>城市级</b>					
<i>GDPP(千元)</i>	33.705	19.497	2.269	152.099	26 989
<i>FDI</i>	0.006	0.004	0	0.058	26 851
<i>IndShare</i>	1.477	0.536	0.156	3.386	27 003
<i>Pop(万人)</i>	710.872	521.474	16.1	3 235.32	26 999
<i>Unemp</i>	5.481	2.895	0.302	44.682	26 993
<i>College</i>	0.002	0.002	0	0.007	26 870

注: 由于工业总产值包括工业生产的中间投入, 有相当比例的地级市其工业总产值高于 GDP, 因此  $IndShare$  均值大于 1。

作为度量变量;失业率 *Unemp* 采用城镇登记失业率进行度量;城市教育水平 *College* 使用大学教师数量占地级市人口的比重进行度量。城市级控制变量数据来自《中国城市统计年鉴》的相应年份。

表 2 是本文回归分析所用变量的描述性统计结果。为了便于理解,除了行业多样性 *Diversity* 和行业竞争程度 *CMPT* 以外,其他变量均采用水平值进行描述。样本中企业规模 *Size* 和专利授权数量 *Patent* 均有着较大的样本间变化:企业平均拥有 1 139 名员工,最小的企业仅拥有 8 名员工,而最大的企业拥有超过 18 万名员工;企业平均拥有 6 件专利,年度专利授权数最少为 0 件,而最大值超过 6 000 件。企业 2004 年大专以上员工所占比例的平均值约为 30%,最大值达到了 100%。在所有制方面,民营企业样本比例最大,约为 64%,外资企业样本约为 26%,余下国有企业样本约为 10%。

#### 四、估计结果及讨论

##### (一) 基准结果

对方程(1)的估计结果见表 3。在第(1)列和第(2)列,我们仅控制了企业级和行业级控制变量,并分别对本地化集聚变量  $\log FirmSIC2$ ,以及城市化集聚变量  $\log FirmOTHER$  和 *Diversity* 的系数进行分开估计。在第(3)列,我们将本地化集聚变量和城市化集聚变量放在同一个方程中进行估计。第(4)列则是在第(3)列的基础上,将城市特征变量加入方程进行估计。表 3 的估计结果显示,在几个不同的模型设定中,本地化集聚变量  $\log FirmSIC2$  的系数都在 0.06 左右,符号为正,且在 0.1 水平上显著。两个城市化集聚变量  $\log FirmOTHER$  和 *Diversity* 的系数都很小,且都在统计上不显著,其中,行业多样性 *Diversity* 的系数甚至为负。这验证了假设 1 的成立,即在专利的生产过程中,本地化经济效应比城市化经济效应更显著。

根据估计的本地化经济效应,本文计算了样本中的一个平均企业从 2001 年至 2007 年的专利数量对数变化中来自本地化经济效应的贡献。在本文的样本中,2001 年企业平均专利数量对数为 0.45,而 2007 年则为 0.93,增长了 0.48 个对数单位。2001 年一个平均企业拥有的同行业企业数量对数为 4.21,到 2007 年这一数量变为 4.98,增长了 0.77 个对数单位。根据估计的本地化集聚经济效应系数 0.06 计算,本地化经济效应贡献了 0.046 个对数单位,相当于平均专利数量对数增长的 9.6%。从这个意义上来说,本地化经济效应解释了 2001 年至 2007 年间专利数量对数增长的 9.6%,因而它是近年来专利数量迅速增长的一个重要影响因素。

表 3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
集聚变量				
$\log FirmSIC2$	0.061 0* (0.033 6)		0.062 8* (0.035 6)	0.069 1* (0.036 2)
$\log FirmOTHER$		0.035 5 (0.059 9)	-0.002 1 (0.062 7)	-0.004 8 (0.070 4)
<i>Diversity</i>		-0.004 4 (0.093 7)	-0.026 9 (0.095 7)	-0.051 6 (0.098 3)
企业级控制变量				
$\log R\&D$	0.033 2*** (0.004 9)	0.033 2*** (0.004 9)	0.033 2*** (0.004 9)	0.033 4*** (0.005 0)
$\log Size$	0.184 7*** (0.023 3)	0.185 6*** (0.023 4)	0.184 5*** (0.023 4)	0.184 0*** (0.023 5)
$\log Age$	-0.016 2 (0.022 4)	-0.015 6 (0.022 5)	-0.016 3 (0.022 5)	-0.024 5 (0.022 9)
<i>Profit</i>	0.130 7** (0.052 9)	0.130 5** (0.052 9)	0.130 6** (0.052 9)	0.123 7** (0.053 0)
$\log Capital$	0.034 1*** (0.011 7)	0.034 4*** (0.011 8)	0.034 1*** (0.011 8)	0.032 3*** (0.011 8)
<i>Private</i>	0.077 6*** (0.030 1)	0.077 8*** (0.030 1)	0.077 8*** (0.030 1)	0.065 4** (0.030 6)
<i>Foreign</i>	0.119 1** (0.048 0)	0.118 7** (0.048 0)	0.119 4** (0.048 0)	0.110 0** (0.048 9)
<i>Constant</i>	-1.024 0** (0.471 5)	-0.963 5 (0.587 3)	-0.955 4 (0.584 7)	0.440 4 (0.936 6)
样本量	27 003	27 003	27 003	26 731
Within R <sup>2</sup>	0.079	0.079	0.079	0.080
企业数量	9 559	9 559	9 559	9 521
行业级控制变量	Y	Y	Y	Y
城市级控制变量	N	N	N	Y

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 0.1、0.05、0.01 水平上显著。括号中是标准差,在企业级别聚类。所有回归均控制了企业固定效应、城市固定效应、省份-年度固定效应、行业-年度固定效应。

在控制变量方面, 研发支出对数  $\log R\&D$  和企业员工数量对数  $\log Size$  的系数与预期一致, 均显著为正。此外, 企业前一年的销售利润率  $Profit$  显著为正, 表明企业经营效率与企业研发效率正相关。企业的人均净固定资产  $\log Capital$  的系数也显著为正, 这与 Hall and Ziedonis<sup>[34]</sup> 的研究是一致的。Private 和 Foreign 的系数均显著为正, 表明国有企业吸纳民营资本或外资入股达到一定比重时, 能够提高企业的创新效率。这一结果与 Wei et al.<sup>[3]</sup> 在 2017 年的研究是一致的。行业级控制变量和城市级控制变量的系数均在统计上不显著, 因篇幅限制未在表 3 中列出。

(二) 对作用机制的检验

1. 研发支出规模与集聚经济效应

正如本文第二部分的分析所表明的, 如果技术溢出是集聚经济效应的一个重要来源, 则企业的研发支出规模越大, 获得的技术溢出效应就越强, 从而也有更强的集聚经济效应。为了检验这一假设(假设 2), 本文在回归方程(1)中加入了研发支出与两类集聚变量的交互项<sup>③</sup>, 结果见表 4 第(1)列和第(2)列。结果表明: 研发支出与本地化集聚变量的交互项 ( $\log R\&D \times \log FirmSIC2$ ) 的系数为 0.0128, 且在 0.01 水平上显著; 研发支出与其他行业规模的交互项 ( $\log R\&D \times \log FirmOTHER$ ) 的系数也显著为正, 而与行业多样性的交互项 ( $\log R\&D \times Diversity$ ) 的系数为负, 且在统计上不显著。这验证了假设 2, 即企业研发支出规模越大, 获取的集聚经济效应越强。

估计结果表明, 研发支出每新增 1%, 本地化经济效应将提高 0.0128%, 城市化经济效应中的其他行业规模增长带来的效应将提高 0.0194%, 而城市行业多样性带来的效应则在统计上不显著。

为了进一步检验结果的稳健性, 本文以样本中位数作为标准, 根据企业的研发支出对数, 将样本划分为低研发支出和高研发支出两个子样本, 分别估计模型(1), 结果列于表 4 的第(3)列和第(4)列。这两列结果表明: 在本地化经济效应方面, 低研发支出子样本的本地化集聚变量  $\log FirmSIC2$  系数非常小, 且在统计上不显著; 而高研发支出子样本的估计系数为 0.1778, 且在统计上显著。在城市化经济效应方面, 两个子样本的估计系数均与 0 没有显著差异。这一结果再一次表明: 在专利的研发过程中, 较高的研发支出规模有助于企业获取本地化集聚经济效应<sup>④</sup>。

2. 企业人力资本水平与集聚经济效应

假设 3 提出, 较高的人力资本水平有助于企业获益于集聚经济。受限于数据的可得性, 我们仅能得到企业在 2004 年的人力资本水平  $HMCP$ , 即大专及以上学历员工占全部员工的比例。本文以该变量作为样本期间企业平均人力资本水平的度量指标。由于选取的样本年度包括 2001 年、2005 年、2006 年以及 2007 年, 年份较为接近, 如果年度间企业人力资本水平变化不大, 则我们的做法具有合理性。

表 4 研发支出规模与集聚经济效应

	(1)	(2)	(3)	(4)
	全样本	全样本	低研发支出子样本	高研发支出子样本
<b>集聚变量</b>				
$\log FirmSIC2$	-0.0160 (0.0401)	0.0720** (0.0361)	0.0050 (0.0512)	0.1778** (0.0702)
$\log FirmOTHER$	-0.0059 (0.0703)	-0.1446* (0.0745)	0.0365 (0.0910)	-0.1243 (0.1298)
$Diversity$	-0.0444 (0.0984)	0.0480 (0.1302)	-0.0285 (0.1381)	-0.1125 (0.1815)
<b>研发支出与集聚变量的交互项</b>				
$\log R\&D \times \log FirmSIC2$	0.0128*** (0.0032)			
$\log R\&D \times \log FirmOTHER$		0.0194*** (0.0039)		
$\log R\&D \times Diversity$		-0.0122 (0.0134)		
Constant	0.8668 (0.9402)	1.0544 (0.9548)	-0.0655 (1.2443)	1.3961 (1.5544)
样本量	26731	26731	13329	13402
Within R <sup>2</sup>	0.081	0.081	0.054	0.122
企业数量	9521	9521	6529	6019

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 0.1、0.05、0.01 水平上显著。括号中是标准差, 在企业级别聚类。所有回归均控制了全部企业级控制变量、行业级控制变量以及城市级控制变量。此外, 所有回归均控制了企业固定效应、城市固定效应、省份-年度固定效应、行业-年度固定效应。

假设 3 的检验方法与假设 2 类似。本文在基本回归方程 (1) 中分别加入企业的人力资本水平与集聚变量的交互项 ( $HMCP \times \log FirmSIC2$ 、 $HMCP \times \log FirmOTHER$  以及  $HMCP \times Diversity$ ) ,并使用面板固定效应模型进行估计。我们关心的是这几个交互项的系数<sup>⑤</sup> ,估计结果列于表 5 的前两列。在第 (1) 列中 ,交互项  $HMCP \times \log FirmSIC2$  的系数估计值为 0.400 3 ,且在 0.01 水平上显著。在第 (2) 列中 ,交互项  $HMCP \times \log FirmOTHER$  的系数为 0.544 9 ,且在 0.01 水平上显著 ,而交互项  $HMCP \times Diversity$  的系数在统计上不显著。这表明企业人力资本水平越高 ,本行业规模(本地化集聚水平) 以及其他行业规模(城市化集聚水平) 对专利研发效率的影响越大 ,但企业人力资本水平对于企业受益于行业多样性并无显著作用。

为了验证结果的稳健性 ,我们根据人力资本水平  $HMCP$  的样本中位数将样本划分为低人力资本子样本和高人力资本子样本 ,并分别估计方程 (1) ,结果分别列于表 5 的第 (3) 列和第 (4) 列。结果表明:低人力资本子样本的本地化集聚变量  $\log FirmSIC2$  的系数为 0.030 3 ,且在统计上不显著;高人力资本子样本的相应系数为 0.102 8 ,且在 0.1 水平上显著。这进一步验证了企业人力资本水平越高 ,获得的本地化集聚经济效应越强。在城市化经济方面 ,低人力资本子样本估计结果显示:城市化集聚变量  $\log FirmOTHER$  和行业多样性变量  $Diversity$  符号都为负 ,且在统计上不显著。相应的系数在高人力资本子样本中的估计值为正 ,尽管也在统计上不显著 ,但两个子样本在这两个系数估计值中的差异与表 5 第 (2) 列的结果是一致的<sup>⑥</sup>。

### 五、稳健性检验

第四部分的估计结果表明 ,在两类集聚经济中 ,企业从本地化经济中获得的好处更为显著 ,并且研发支出规模越大或者人力资本水平越高 ,企业得到的本地化经济效应越显著。为了检验这些结果的可靠性 ,本文进行了以下稳健性检验:

第一 ,本文尝试进一步减轻企业的自选择对回归结果的影响<sup>⑦</sup>。如果创新效率更高的企业倾向于向更专业化的城市集中 ,则回归结果将导致正向偏误 ,即高估了集聚的本地化经济效应;而如果创新效率更高的企业倾向于向更多样化的城市集中 ,则回归结果将高估了集聚的城市化经济效应。本文在设定回归模型时 ,由于担心企业的这种自选择问题带来的估计偏误 ,控制了许多不同维度的固定效应以及不同层级的控制变量(详见第三部分中对回归方程的解释) 。但为了验证结果的稳健性 ,本文进一步从减轻企业自选择问题的角度对样本进行了选择。首先 ,去掉了样本期间变换过行业或城市的观测值 ,这排除了企业创立后发生的自选择问题对估计结果的影响;其次 ,

表 5 企业人力资本水平与集聚经济效应

	(1) 全样本	(2) 全样本	(3) 低人力资本子样本	(4) 高人力资本子样本
<b>集聚变量</b>				
$\log FirmSIC2$	-0.040 0 (0.043 5)	0.064 4* (0.036 3)	0.030 3 (0.046 3)	0.102 8* (0.058 5)
$\log FirmOTHER$	0.005 6 (0.068 4)	-0.133 3* (0.076 2)	-0.035 3 (0.090 4)	0.091 3 (0.109 5)
$Diversity$	-0.036 0 (0.098 2)	0.005 2 (0.111 2)	-0.122 0 (0.131 0)	0.003 7 (0.153 9)
<b>人力资本水平与集聚变量的交互项</b>				
$HMCP \times \log FirmSIC2$	0.400 3*** (0.108 1)			
$HMCP \times \log FirmOTHER$		0.544 9*** (0.125 7)		
$HMCP \times Diversity$		-3.465 2 (3.774 3)		
$Constant$	0.255 3 (0.935 5)	1.199 9 (1.372 0)	1.592 1 (1.181 7)	-1.168 1 (1.488 5)
样本量	26 731	26 731	13 362	13 369
Within R <sup>2</sup>	0.081	0.081	0.078	0.107
企业数量	9 521	9 521	4 736	4 785

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 0.1、0.05、0.01 水平上显著。括号中是标准差 ,在企业级别聚类。所有回归均控制了全部企业级控制变量、行业级控制变量以及城市级控制变量。此外 ,所有回归均控制了企业固定效应、城市固定效应、省份-年度固定效应、行业-年度固定效应。

去掉了样本中的年轻企业,这减轻了企业在创立时发生的自选择问题,本文将样本中企业年龄的1/4分位数(即5年)作为参照标准,小于或等于该年龄的则为年轻企业,因而仅保留企业年龄大于5年的样本进行分析。我们使用该样本再一次估计回归方程(1),结果列于表6第(1)列。结果表明:本地化集聚变量的系数为0.0624,且在0.1水平上显著;两个城市化集聚变量系数均为负,且在统计上不显著。这一结果与表3的基准回归结果是一致的,验证了假设1的成立,也表明企业的自选择问题并未导致严重偏误。这说明本文使用的回归模型已经较好地控制了应该控制的因素。

第二,前文在估计研发支出与集聚变量的交互项系数时,并没有同时控制企业人力资本水平与集聚变量的交互项,这使本文的检验结果可能出现偏误。因此,我们在回归模型(1)中同时加入研发支出与本地化集聚变量的交互项  $\log R\&D \times \log FirmSIC2$ ,以及企业人力资本水平与本地化集聚变量的交互项  $HMCP \times \log FirmSIC2$ ,估计结果列于表6第(2)列。结果表明,两个交互项系数仍然显著为正,且系数大小与前文的估计非常接近。这说明前文关于假设2及假设3的结果是稳健的。

第三,本文在回归方程(1)中使用了不同的方法度量城市化集聚水平。我们加总企业所在行业以外的其他行业企业数量后取对数(命名为  $\log FirmOTHER\_A$ ),并把它作为城市化集聚变量的另一个度量指标。该变量与基准回归中使用的变量的区别是:基准回归中度量企业所在行业以外的行业规模时,使用了其他行业与本行业之间的技术距离作为权重进行加总。估计结果列于表6第(3)列,结果表明:城市化经济效应系数仍然较小,且在统计上不显著;本地化经济效应的估计结果与表3一致,系数约为0.0649,且在0.1水平上显著。这说明前文对假设1的检验结果是稳健的。

表6 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<b>集聚变量</b>					
<i>logFirmSIC2</i>	0.0624*	-0.0995**	0.0649*		0.0616*
	(0.0354)	(0.0461)	(0.0357)		(0.0361)
<i>logFirmOTHER</i>	-0.0447	-0.0105			0.0143
	(0.0711)	(0.0698)			(0.0689)
<i>Diversity</i>	-0.1024	-0.0447	-0.0499	-0.0586	-0.0296
	(0.1071)	(0.0977)	(0.0982)	(0.1033)	(0.0995)
<b>集聚水平的其他度量</b>					
<i>logEmpSIC2</i>				0.0009	
				(0.0193)	
<i>logEmpOTHER</i>				-0.0948	
				(0.1000)	
<i>logFirmOTHER_A</i>			0.0267		
			(0.0753)		
<b>交互项</b>					
$\log R\&D \times \log FirmSIC2$		0.0121***			
		(0.0032)			
$HMCP \times \log FirmSIC2$		0.3522***			
		(0.1005)			
<i>Constant</i>	0.3449	0.7537	0.2490	1.8630	0.3239
	(1.0101)	(0.9397)	(1.0182)	(1.6167)	(0.9352)
样本量	21018	26731	26731	26731	26731
Within R <sup>2</sup>	0.081	0.082	0.080	0.080	0.078
企业数量	8158	9521	9521	9521	9521

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 0.1、0.05、0.01 水平上显著。括号中是标准差,在企业级别聚类。列(1)至列(4)均控制了企业级控制变量、行业级控制变量以及城市级控制变量。第(5)列控制了除企业研发支出对数以外的所有控制变量。此外,所有回归均控制了企业固定效应、城市固定效应、省份-年度固定效应、行业-年度固定效应。

第四,本文用行业内的就业人数总量取对数(命名为 $\log Emp_{SIC2}$ )以及其他行业的就业人数总量取对数(命名为 $\log Emp_{OTHER}$ ),作为本行业规模(即本地化集聚变量)以及其他行业规模(即城市化集聚变量)的度量指标,估计结果见表6第(4)列。结果表明,本地化集聚经济效应和城市化集聚经济效应均不显著。这一结果与 Martin *et al.*<sup>[17]</sup>的研究结果不同。他们发现以员工数量度量的本行业规模对企业的全要素生产率有显著的促进作用,但以行业内企业数量度量的本行业规模没有显著效应。因此,他们认为所发现的集聚经济效应主要源于劳动力市场集聚而非企业集聚。本文的结果表明,企业的专利产出主要受益于企业的集聚,而劳动力市场的集聚可能并不起主要作用。考虑到企业之间的技术溢出是产业集聚经济效应的重要来源,而企业又是技术溢出的基本单位<sup>[15]</sup>,采用企业数量作为行业规模的度量指标时,该变量可能更多地衡量了企业集聚带来的外部技术溢出的来源。从事专利研发的人员主要为高技能的专门人才,这一点与企业中产品的生产有显著差异,因此,不区分技能水平的行业内工人的集聚可能无法捕获专利生产过程中人员要素的集聚。这解释了专利研发效率对行业内企业集聚的变化敏感,而对于劳动力集聚的变化并不敏感的原因。

最后,在前文的回归中我们均控制了企业专利生产的投入,即研发支出的对数,因而,本文估计得到的是集聚对专利产出效率的影响<sup>④</sup>。但产业集聚也可能通过提高企业研发投入,进而提高企业专利产出数量。因此,在回归中对研发支出不加以控制所得到的相应系数则是产业集聚对专利产出数量的总效应。本文在模型(1)的回归中去掉企业的研发支出对数,所得结果列于表6第(5)列。该结果显示,本地化集聚变量 $\log Firm_{SIC2}$ 的系数为0.0616,且在0.1水平上显著,而两个城市化集聚变量的系数均较小,且在统计上不显著。这与表3的基准回归结果是一致的。这一结果也表明,企业的研发支出可能并未受到产业集聚的显著影响<sup>④</sup>。

## 六、结论

产业集聚是我国工业化快速发展的一个显著模式。当前,我国经济正处于由传统的投资驱动向创新驱动转型的过程。产业集聚的发展模式能否促进创新型国家的建设?这一问题不仅具有重要的理论意义,也具有现实的政策含义。本文利用大样本企业级数据分析了产业集聚对企业专利生产效率的影响,从而尝试回答该问题。

本文的研究发现,产业集聚主要通过本地化经济效应提高了企业专利产出的效率。这表明,在建设创新型国家的新时期,产业集聚有利于推动我国经济增长模式向创新驱动模式转变,产业集聚政策仍应成为我国经济发展的重要政策工具。同时,如果从提高专利研发效率的目标出发,产业集聚政策应侧重于鼓励相同二位数行业的企业在地理上集中。本文的研究结果表明,最近十多年专利授权数量的快速增长可能在很大程度上得益于产业集聚带来的专利研发效率的提升。这是因为估计结果显示样本中的平均企业从2001年到2007年专利数量对数增长中的约9.6%来自集聚经济中的本地化经济效应。可见,产业集聚对专利数量的迅速增长起着实质性的促进作用,本文的研究加深了人们对该现象的理解。

本文的研究还发现,对于专利的研发而言,相比城市化经济,本地化经济的集聚经济效应更为显著。这一发现与专利生产函数的相关理论是一致的。根据专利生产函数理论,专利生产过程中,主要投入来自本企业的研发支出以及其他相关企业的研发溢出。同行业企业在产品和生产技术方面都具有较高的相似度,从而更可能互相借鉴和启发,形成对产品和生产技术的持续改进,并体现在专利数量的增长上。

本研究的另一个发现是,企业对于集聚经济效应的获得并不是无条件的。那些研发活动规模更大或者人力资本水平更高的企业获得的本地化经济效应更强。这一发现有助于企业及地方政府的政策制定。企业应该意识到,研发支出的增加不仅直接带来技术知识的增加,也有助于企业更好地

吸收行业内的集聚经济效应以提高研发效率,同时,人力资本水平的提高也有助于企业吸收集聚经济效应并提高研发效率。对于地方政府而言,在制定政策鼓励优势行业企业集聚的同时,也应加大政府对企业的研发支持,同时,应努力消除人才流动的制度性障碍,以利于企业吸引优秀人才,促进区域内的技术转移和扩散。

本文的研究结论使我们能够在一定程度上推断集聚经济发挥作用的三个渠道(技术溢出、企业与员工更高效率的匹配,以及共享投入要素)的相对重要性。研究发现城市化经济效应在统计上不显著。就城市化集聚水平的两个变量而言,无论是企业所在行业以外的行业规模,还是企业所在行业以外的行业多样性,其系数都在统计上不显著。这一结果意味着,跨行业的技术溢出以及跨行业的企业与员工之间更高效率的匹配对提高企业的专利生产效率并没有系统性影响。同时,在样本期间,一些可以由企业共享的研发投入要素市场(例如专利申请的中介服务),可能并未伴随产业集聚而得到较好的发展。这进一步表明,本地化集聚经济效应可能主要来源于行业内的企业技术溢出以及企业与研发人员更高效率的匹配。至于这两个渠道的相对重要性,由于缺乏企业的研发人员信息,目前尚无法进行检验。我们期待将来能够进一步探索该问题。

#### 注释:

- ①由于本文主要研究创新过程中的集聚经济,没有进行研发活动的企业,显然无法在创新方面获益于集聚经济。样本中如果包括这些观测值,则将低估集聚经济效应。
- ②本文假设企业的经营效率与研发效率正相关,将销售利润率作为短期研发效率的代理变量。
- ③ $\log R\&D \times \log FirmSIC2$  与  $\log R\&D \times \log FirmOTHER$  的简单相关系数高达 0.9,所以我们只能分开估计。
- ④本文还在方程(1)中分别加入虚拟变量  $R\&D\_Strong$ (等于 1 表示企业属于高研发支出子样本,等于 0 表示企业属于低研发支出子样本)与  $\log FirmSIC2$ 、 $\log FirmOTHER$ 、 $Diversity$  的交互项,发现前两个交互项系数显著为正,最后一个交互项系数符号为负,但在统计上不显著。这与表 4 前两列结果是一致的。
- ⑤交互项  $HMCP \times \log FirmSIC2$  与  $HMCP \times \log FirmOTHER$  的简单相关系数高达 0.95,因此无法在同一个回归方程中进行估计。
- ⑥本文也分别估计了虚拟变量  $HighHM$ (等于 1 表示高人力资本企业,等于 0 表示低人力资本企业)与三个集聚变量的交互项系数,发现其与本地化集聚变量的交互项系数显著为正,与城市化集聚变量中的  $\log FirmOTHER$  的交互项系数显著为正,而与城市化集聚变量中的  $Diversity$  的交互项系数为正但不显著。这些结果与表 5 前两列一致。
- ⑦感谢匿名审稿人有关该问题的评论和建议。
- ⑧感谢匿名审稿人对产业集聚与专利研发效率的关系和产业集聚与专利数量的关系的区别评论和建议。
- ⑨本文用研发支出(对数)对三个集聚变量进行类似模型(1)的面板固定效应回归。结果显示,三个集聚变量的系数均为正,但在统计上均不显著。

#### 参考文献:

- [1] SCHUMPETER J A. Capitalism, socialism and democracy [M]. New York: Harper Perennial Modern Classics, 2008.
- [2] 林毅夫, 张鹏飞. 适宜技术、技术选择和发展中国家的经济增长 [J]. 经济学(季刊), 2006(4): 985 - 1006.
- [3] WEI S J, XIE Z, ZHANG X. From “made in China” to “innovated in China”: necessity, prospect, and challenges [J]. Journal of economic perspectives, 2017, 31(1): 49 - 70.
- [4] 朱平芳, 徐伟民. 政府的科技激励政策对大中型工业企业 R&D 投入及其专利产出的影响——上海市的实证研究 [J]. 经济研究, 2003(6): 45 - 53 + 94.
- [5] 冼国明, 薄文广. 外国直接投资对中国企业技术创新作用的影响——基于地区层面的分析 [J]. 经济科学, 2006(3): 106 - 117.

- [6]HU A G ,JEFFERSON G H. A great wall of patents: what is behind China's recent patent explosion? [J]. Journal of development economics 2009 90( 1) : 57 – 68.
- [7]龙小宁, 王俊. 中国专利激增的动因及其质量效应[J]. 世界经济 2015( 6) : 115 – 142.
- [8]金煜, 陈钊, 陆铭. 中国的地区工业集聚: 经济地理、新经济地理与经济政策[J]. 经济研究 2006 ( 4) : 79 – 89.
- [9]MARSHALL A. Principles of economics [M]. London: MacMillan ,1962.
- [10]JACOBS J. The economy of cities [M]. New York: Random House ,1969.
- [11]LONG C ,ZHANG X. Cluster-based industrialization in China: financing and performance [J]. Journal of international economics 2011 84( 1) : 112 – 123.
- [12]PORTER M. On competition [C]. Brighton: Harvard Business School Press ,1998.
- [13]GLAESER E L ,KALLAL H D ,SCHEINKMAN J A ,et al. Growth in cities [J]. Journal of political economy ,1992 ,100 ( 6) : 1126 – 1152.
- [14]HENDERSON V ,KUNCORO A ,TURNER M. Industrial development in cities [J]. Journal of political economy ,1995 , 103( 5) : 1067 – 1090.
- [15]HENDERSON J V. Marshall's scale economies [J]. Journal of urban economics 2003 53( 1) : 1 – 28.
- [16]CINGANO F ,SCHIVARDI F. Identifying the sources of local productivity growth [J]. Journal of the European economic association 2004 2( 4) : 720 – 742.
- [17]MARTIN P ,MAYER T ,MAYNERIS F. Spatial concentration and plant-level productivity in France [J]. Journal of urban economics 2011 69( 2) : 182 – 195.
- [18]CAINELLI G ,FRACASSO A ,MARZETTI G V. Spatial agglomeration and productivity in Italy: a panel smooth transition regression approach [J]. Papers in regional science 2015 94: S39 – S67.
- [19]WHEATON W C ,LEWIS M J. Urban wages and labor market agglomeration [J]. Journal of urban economics 2002 51 ( 3) : 542 – 562.
- [20]FU S ,ROSS S L. Wage premia in employment clusters: how important is worker heterogeneity? [J]. Journal of labor economics 2013 31( 2) : 271 – 304.
- [21]CHEN C C. Industry agglomeration and wage differentiation: an empirical study on Taiwan's manufacturing industry [J]. Regional and sectoral economic studies 2013 ,13( 2) : 147 – 160.
- [22]刘修岩. 产业集聚与经济增长: 一个文献综述 [J]. 产业经济研究 2009( 3) : 70 – 78.
- [23]HORNYCH C ,SCHWARTZ M. Industry concentration and regional innovative performance: empirical evidence for eastern Germany [J]. Post-communist economies 2009 21( 4) : 513 – 530.
- [24]彭向, 蒋传海. 产业集聚、知识溢出与地区创新——基于中国工业行业的实证检验 [J]. 经济学( 季刊) 2011( 3) : 913 – 934.
- [25]BAPTISTA R ,SWANN P. Do firms in clusters innovate more? [J]. Research policy ,1998 27( 5) : 525 – 540.
- [26]GILBERT B A ,MCDUGALL P P ,AUDRETSCH D B. Clusters ,knowledge spillovers and new venture performance: an empirical examination [J]. Journal of business venturing 2008 23( 4) : 405 – 422.
- [27]董晓芳, 袁燕. 企业创新、生命周期与聚集经济 [J]. 经济学( 季刊) 2014( 2) : 767 – 792.
- [28]ZHANG H. How does agglomeration promote the product innovation of Chinese firms? [J]. China economic review , 2015 35: 105 – 120.
- [29]GRILICHES Z. Patent statistics as economic indicators: a survey [J]. Journal of economic literature ,1990 , 28: 1661 – 1707.
- [30]JAFFE A B. Technological opportunity and spillovers of R&D: evidence from firms' patents ,profits ,and market value [J]. American economic review ,1986 76: 984 – 1001.
- [31]BLOOM N ,SCHANKERMAN M ,VAN REENEN J. Identifying technology spillovers and product market rivalry [J]. Econometrica 2013 81( 4) : 1347 – 1393.
- [32]BERLIANT M ,REED III R R ,WANG P. Knowledge exchange ,matching ,and agglomeration [J]. Journal of urban economics 2006 60( 1) : 69 – 95.

- [33] PAKES A ,GRILICHES Z. Patents and R&D at the firm level: a first report [J]. *Economics letters* ,1980 ,5 ( 4 ) : 377 – 381.
- [34] HALL B H ZIEDONIS R H. The patent paradox revisited: an empirical study of patenting in the U. S. semiconductor industry ,1979—1995 [J]. *The RAND journal of economics* 2001 32( 1 ) : 101 – 128.
- [35] 汪行东 ,鲁志国. 城市规模与分产业制造业企业全要素生产率的关系研究 [J]. *南京财经大学学报* ,2018 ( 3 ) : 12 – 22.
- [36] 张天华 陈博潮 雷佳祺. 经济集聚与资源配置效率: 多样化还是专业化 [J]. *产业经济研究* 2019( 5 ) : 51 – 64.
- [37] BRANDT L ,VAN BIESEBROECK J ,ZHANG Y. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing [J]. *Journal of development economics* 2012 97( 2 ) : 339 – 351.
- [38] HE Z L ,TONG T W ,ZHANG Y et al. A database linking Chinese patents to China's census firms [J]. *Scientific data* , 2018 5: Article number 180042.

( 责任编辑: 李 敏)

## Stepping towards innovation in agglomeration: a study on agglomeration economic effect in patent production

HUANG Xiaoyong<sup>1</sup> , LONG Xiaoning<sup>2</sup>

( 1. College of Economics and Management , Southwest University , Chongqing 400715 , China;

2. School of Economics , Xiamen University , Xiamen 361005 , China)

**Abstract:** This paper studies the impact of industrial agglomeration on enterprise innovation efficiency based on the matched data of China's industrial enterprise database and patent database with enterprise-level panel data from 2001 , 2005 , 2006 , and 2007 as samples to discuss whether industrial agglomeration can promote China's goal of accelerating the construction of an innovative country. The study finds that industrial agglomeration has significantly facilitated patent production efficiency. Among them , the localization economy is significant and the urbanization economy is not significant. Averagely , the localization economy has explained the 9.6% increase in the logarithm of the number of Chinese enterprise patents from 2001 to 2007. The study also finds that a higher level of R&D expenditure or human capital are conducive for enterprises to realize localization economy. The research results show that industrial agglomeration is an important factor influencing the rapid growth in the number of patents acquired by Chinese enterprises in recent years , and it is conducive for the whole nation to enhance its innovation efficiency. To make better use of the agglomeration economic effect , enterprises and local governments should pay attention to increasing the R&D expenditure scale and introducing high-skilled talents.

**Key words:** industrial agglomeration; patent production function; localization economy; urbanization economy; technology spillover