

金融在区域创新能力提升中的作用

——基于中国省级面板数据的分析

李 健 卫 平

(摘 要) 在知识生产函数框架下,利用 2000-2012 年省级平衡面板数据构建了动态面板模型,从金融规模发展和金融效率发展两个维度衡量了金融发展水平,实证检验了金融发展对创新能力的影响。结果表明:金融规模和金融效率均对区域创新能力具有显著的促进作用;研发资本投入的创新产出效应高于研发人员投入的创新产出效应,且创新生产过程呈现出规模报酬递减的特征;加大金融体制改革力度,完善金融体系,能够有效缓解企业尤其是中小企业的融资约束,提高企业技术创新成功的概率,最终产生更大的创新能力提升效应。

(关键词) 金融发展;区域创新能力;知识生产函数

(中图分类号) F832.1

(文献标识码) A

一 引言

改革开放初期,中国与发达国家的技术水平存在较大差距,中国通过技术引进、模仿及技术外溢的形式实现了较快的技术收敛。但这种技术创新基本上仍属于国外创新技术对中国的扩散,创新的源头在国外,中国没有掌握核心技术,导致国内工业的核心技术依赖于发达国家,产业发展受制于人。同时,中国在工业化过程中长期实行粗放型经济发展模式,尽管目前经济规模已跃居全球第二位,但在发展过程中付出了惨痛的代价,如环境污染严重、能源匮乏、产业结构不合理、缺乏国际竞争力等。这些症结唯有通过创新能力提高才能得到有效解决。随着中

国金融体制改革的深化,凭借动员储蓄、信息收集处理与分析、风险分散及激励监督与约束等多种功能的充分发挥,金融体系在中国经济发展中的地位越来越重要。因此,基于金融发展的视角研究创新能力提升,对中国经济可持续发展具有重要的理论和现实意义。

二 文献回顾

波特指出,一个区域提高国际竞争力,其内部企业需要不断创新来提升自身的竞争优势,而提升创新能力和竞争优势则需要持续投入实物资本和无形资产^[1]。金融发展满足了企业的资金需求,金融市场的发展则在技术创新中起到了至关重要的促

(作者简介) 李 健(1986—),男,辽宁灯塔人,湖北省发展规划研究院有限公司规划师,经济学博士,研究方向为产业经济、国际贸易等;卫 平(1952—),男,湖北武汉人,华中科技大学经济学院教授,博士研究生导师,研究方向为国际贸易、产业经济。

(基金项目) 教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目(10JZD0017)——战略性新兴产业发展研究。

(收稿日期) 2015-12-16

(修回日期) 2016-01-06

进作用^[2-3]。狄拉梵特把金融中介部门纳入内生经济增长模型中加以分析,发现金融体系通过发挥分散风险、降低信息成本和交易成本等功能,促使金融资源流向高收益且风险性较大的技术创新项目,从而推动了创新能力的提升^[4]。邹和金把金融创新和技术创新纳入内生经济增长模型中,发现金融创新部门可创造出新的金融产品,金融中介部门凭借新的金融产品提高金融体系的运行效率,并为研发活动进行融资,推动了技术创新^[5]。国内学者也从不同角度构建了数理模型,分析了金融发展的创新能力提升效应,如阳佳余和赖明勇通过构建中间投入品种类扩张的水平创新型内生增长模型,论证了金融发展影响长期经济增长的作用机制,认为无论是通过储蓄动员效应还是通过创新支持效应,金融部门的发展对稳态经济增长率均存在正效应^[6]。王永中采纳熊彼特主义的技术创新思路,构建了纳入金融部门的技术创新内生增长模型,通过数理推导证实了金融发展对技术创新具有正向作用^[7]。由以上理论研究可知,金融发展对技术创新具有促进作用。

国内相关实证研究起步较晚,基本上是沿着国外的理论思路展开的,只有少数文献直接就金融发展对创新能力的影响进行了研究。黄德春等人以中国高技术产业为研究对象,发现无论是金融规模的提升还是金融效率的提升均显著地促进了技术创新^[8]。张志强的研究则表明,金融发展规模与效率具有显著的研发创新效应,但区域差异显著,西部地区省份相对落后,分产业的金融发展效率的区域创新效应也与东、中部省份之间存在显著差异^[9]。孙伍琴和王培以中国2000-2010年间30个地区的平衡面板数据为研究对象的研究发现,金融发展对创新能力产生了促进作用^[10]。冉光和等人的研究则表明,金融发展的结构和效率会对区域创新能力产生促进作用,而金融发展的规模对区域创新能力的促进作用并不明显^[11]。

纵观现有的研究,国外已有大量学者对金融发展的创新效应进行了深入研究。国内学者对金融发展的创新效应的研究较之国外研究虽起步较晚,但研究成果也不断涌现。然而,国内现有的实证分析对金融发展水平的衡量指标选取比较单一,且并不十分符合中国经济发展的典型事实,大多数研究对衡量中国金融发展水平的指标选取完全照搬国外学者设定的指标,因此可能导致现有研究结论未必真正反映出中国金融发展对区域创新能力的影响。例

如2012年中国工商联发布的《2011年中国中小企业调研报告》显示,中国中小企业数量占据全国实有企业总数的99%以上,中小企业在中国经济发展过程中具有重要作用,然而融资约束一直是中小企业发展过程中面临的难题。可以看出,若单从“金融机构的存贷款总额/GDP”、“M2/GDP”等传统指标来度量中国金融的发展水平,其意义只是从规模角度来分析金融发展的经济效应。而中国绝大多数企业面临融资约束问题,仅从金融规模的维度去分析金融发展对创新能力的影响,可能会导致研究结论过于片面。同时,现有多数文献采用“金融机构的存贷款总额/GDP”来衡量金融发展水平,这样会掩盖金融动员储蓄和信贷的功能,从而影响研究结论的信度。此外,在国内关于金融发展与技术创新关系的实证研究中,对实证模型的设定并未充分考虑到内生性问题和创新活动是否具有累积效应,而这势必会造成估计结果存在误差。因此,本研究通过金融规模发展和金融效率发展这两个维度来衡量中国金融发展水平,并对每个维度的指标选取进行一定程度的扩充和修正,以期使指标多样化且更加符合实际发展情况。此外,本研究将对金融发展的维度和指标加以扩充,以便有效地检验计量回归结果是否稳健。本研究采用动态面板数据模型分析金融发展对创新能力的影响,不仅可以有效克服内生性问题,还可以对创新活动是否具有累积效应加以检验,以便更加深入地理解创新能力的提升问题。

本文的结构安排如下。第二部分构建进行实证分析所依据的计量回归模型,并对变量设定和数据来源进行解释说明;第三部分为实证结果与分析讨论;第四部分为研究结论和政策启示。

三 模型设定、变量与数据说明

1. 计量模型设定

杰斐(Jaffe)指出,创新过程和实物产品生产过程本质上都是相同的^[12]。与所有的生产函数类似,创新产出是由研发投入及其他因素共同决定的。本研究的实证模型在杰斐模型基础上进行拓展,将金融发展水平纳入到柯布一道格拉斯函数形式的知识生产函数中。因此,经过改进的知识生产函数可表示为:

$$Innovation_{it} = \alpha \times RDS_{it}^{\beta_1} \times RDP_{it}^{\beta_2} \times FIN_{it}^{\beta_3} \quad (1)$$

其中,下标*i*和*t*分别代表地区和年份。*Innovation_{it}*为创新产出,*RDS_{it}*为研发资本投入,*RDP_{it}*为研

发人员投入 FIN_{it} 为金融发展水平 β 为弹性。

对式 (1) 进行对数处理, 可得到如下函数形式:

$$\ln Innovation_{it} = \ln \alpha + \beta_1 \ln RDS_{it} + \beta_2 \ln RDP_{it} + \beta_3 \ln FIN_{it} \quad (2)$$

在 (2) 的基础上构建本研究需要的分析计量模型:

$$\ln Innovation_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln RDS_{it} + \beta_2 \ln RDP_{it} + \beta_3 \ln FIN_{it} + \eta' Control_{it} + V_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中 V_i 是不可观测的个体异质性, ε_{it} 为随机扰动项。所有系数 β 为待估计参数, η' 为待估计参数集合。蒂尼科勒和咎克金的研究指出, 创新具有累积性, 当前的创新依赖于前期创新行为及成果^[13]。因此, 本研究将计量模型设定为动态模型, 在式 (3) 的基础上进一步构建以下计量模型:

$$\ln Innovation_{it} = \beta_0 + \lambda \ln Innovation_{it-1} + \beta_1 \ln RDS_{it} + \beta_2 \ln RDP_{it} + \beta_3 \ln FIN_{it} + \beta_4 Control_{it} + V_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

结合现有的研究, 本研究对控制变量的选取主要包括: 人力资本 (Human)、外商直接投资 (FDI)、产业高级化程度 (Upg)、政府介入经济程度 (Gov)、城市化水平 (Urban)。将控制变量集合 $Control$ 设定为以下形式:

$$Control_{it} = \alpha_1 \ln Human_{it} + \alpha_2 \ln FDI_{it} + \alpha_3 \ln Upg_{it} + \alpha_4 \ln Gov_{it} + \alpha_5 \ln Urban_{it} \quad (5)$$

将 (5) 带入模型 (4) 中, 得到本研究最终需要分析的计量模型:

$$\ln Innovation_{it} = \beta_0 + \lambda \ln Innovation_{it-1} + \beta_1 \ln RDS_{it} + \beta_2 \ln RDP_{it} + \beta_3 \ln FIN_{it} + \beta_4 \ln Human_{it} + \beta_5 \ln FDI_{it} + \beta_6 \ln Upg_{it} + \beta_7 \ln Gov_{it} + \beta_8 \ln Urban_{it} + V_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中 i 和 t 分别代表地区和时间, V_i 是不可观测的个体异质性, ε_{it} 为随机扰动项。系数 β 为待估计参数。

2. 变量设定和数据来源

(1) 变量的设定

①核心解释变量

由于中国金融体系是以银行为主, 尤其是以国有银行为主导, 考虑到地区数据的可获得性及完整性, 本研究对金融发展指标的选取也主要集中于金融中介部门, 通过构建七个指标来刻画金融发展水平, 主要分为: 金融规模发展指标 ($FIN1$ 、 $FIN2$) 和金融效率发展指标 ($FIN3$ 、 $FIN4$ 、 $FIN5$ 、 $FIN6$ 、 $FIN7$)。具体设定如下。

金融机构总贷款 ($FIN1$)。采用“地区年末金融

机构各项贷款总额与地区当年名义 GDP 的比值”来表示, 用这个指标来说明中国各个地区金融中介发展的信贷扩张特征。

金融机构总存款 ($FIN2$)。采用“地区年末金融机构各项存款总额与当年名义 GDP 的比值”来表示, 用这个指标来说明金融发展的动员储蓄功能。完善的金融体系通过将储蓄者的零散资本集中起来, 并将其部分存款转化为信贷资本来解决企业发展过程中的资金约束问题。现有的多数研究通常把金融机构总贷款和总存款放在一起衡量金融发展规模, 然而把这二者放在一起衡量将不易区分二者的作用, 所以本研究单独分析金融机构的总存款, 以考察金融体系动员储蓄功能是否会影响地区创新能力的提升。

金融机构贷款—存款转化率 ($FIN3$)。采用“地区金融机构的总贷款与总存款的比值”来表示, 用以描述金融中介的效率。由于中国金融体系是以银行为主导, 银行中介的效率越高, 对各个地区投资增长的作用越大^[10]。高效的金融机构能最大限度地促使资金从盈余部门向赤字部门转化, 如果储蓄向投资的转化受到约束, 社会潜力就难以充分发挥。

尽管上述三个指标在一定程度上反映出了地区金融发展水平, 但现阶段中国银行部门存在大量政策导向的贷款和不良贷款, 绝大部分信贷资源流向了效率相对低下的国有部门^[14]。姚耀军在研究金融中介功能时指出, 中国银行贷款主要流入了国有企业, 不到 20% 的银行贷款流入非国有部门, 非国有部门却贡献了大约 65% 的 GDP^[15]。2012 年中国工商联发布的《2011 年中国中小企业调研报告》显示, 中国中小企业数量占据全国实有企业总数的 99% 以上, 中小企业在中国经济发展过程中具有重要的作用, 但融资约束一直是中小企业发展过程中面临的难题。中小企业绝大多数是非国有企业中的民营企业, 非国有企业获得信贷资源比例能体现中国金融体系的配置效率。由于中国官方统计数据中并没有公布各地区非国有信贷资源的相关数据, 阿兹等人采用间接估算的方法来推断“非国有企业贷款/GDP”, 并以这个指标对中国金融发展水平加以衡量^[16]。赵勇和雷达在以上学者的基础上对一些指标的设定进行了改变^[17]。姚耀军采用赵勇等的研究方法衡量金融发展, 并对其计算过程进行了详细的说明^[18]。通过对比可以发现, 姚耀军对“非国有企业贷款/GDP”的测算相对合理, 张军和赵勇等人尽管测算出了该指标, 但是对计算过程没有很好

地进行说明。以上学者测算方法的共同点是“非国有企业获得的贷款比例可以通过全部贷款比例减去配给到国有企业中的贷款比重”来测量。李健和卫平对“非国有企业贷款/GDP”的方法进行了更为深入的解释,并对中国2000-2012年间中国30个地区的数值进行了说明^[19]。本研究分别采用李健和卫平、张军和金煜及赵勇和雷达的三种研究方法对“非国有企业贷款/GDP”指标进行测量,总共形成了四个指标(即 $FIN4$ 、 $FIN5$ 、 $FIN6$ 、 $FIN7$)。具体的测算方法见相关文献。本研究采用李健和卫平文献的数据集来进行分析,即衡量金融发展水平的数据集^[19]。

②其他变量

创新产出(*Innovation*)。尽管使用专利作为衡量创新能力存在各种缺陷,但由于专利的通用性、一致性和易得性,其仍是相关研究常用的度量创新能力的指标。在我国,与专利有关的相关法律制度在全国范围内一致,不同地区的相关专利数据具有可比性,因此,专利能够在一定程度上代表地区的创新水平。选取专利授权数作为衡量区域创新能力的代理指标。

创新投入要素。研发投入对创新的影响不仅仅反应在当期,对以后的创新活动也有影响。因此构建的模型使用研发支出存量。本研究采用永续盘存法来估算研发支出存量,测算公式如下:

$$RDS_{it} = (1 - \delta) * RDS_{it-1} + I_{it}/P_{it} \quad (7)$$

其中 RDS 表示研发存量, I 表示当期研发经费支出, δ 为折旧率。下标 i 和 t 表示地区和时间。

首先,要将研发当期经费支出平减成实际值。在进行折算时,设定研发的价格指数一直是经济领域中相对较难处理的问题。李婧等构造的研发价格指数为:研发价格指数 = $\alpha_1 \times$ 固定资产价格指数 + $\alpha_2 \times$ 消费物价指数^[20]。本研究把价格指数折算成以2000年价格指数表示不变价,对参数的选择与李婧等人设定的值一致,即 $\alpha_1 = 0.45$ 和 $\alpha_2 = 0.55$ 。最后计算出的研发价格指数对研发当期经费支出数据进行平减,从而得到各个地区各年的研发投入实际值。对于基期研发支出存量,采用夏良科的做法^[21],即

$$RDS_{i0} = \frac{I_{i0}}{\delta + g} \quad (8)$$

其中 RDS_{i0} 指的是地区 i 的基期存量, I_{i0} 是经过平减之后得到的2000年的研发投入额; g 是地区 i 在2000-2012年间研发支出的年平均增长率; δ 为

研发存量的折旧率,设定为10%,与夏良科研究设定一致。因此结合上式,可以得到2000-2012年间中国30个地区的研发存量。对于创新活动的劳动投入(RDP)采用研发人员全时当量来衡量。

人力资本(*Human*)。采用目前实证研究中较为常见的衡量指标,即平均受教育年限为人力资本的代理变量。借鉴李健和卫平及周少甫等的估算方法^{[19][22]},首先把不同教育水平的受教育年限设定为:不识字或者识字很少为0、小学为6年、初中为9年、高中为12年、大专及以上为16年。具体公式如下:

$$Human = \frac{\sum_{i=1}^n p_i h_i}{P} \quad (9)$$

其中 $Human$ 为6岁及以上人口平均受教育年限(统计年鉴中公布的是6岁及以上人口的受教育数据) P_i 为6岁以上人口获得第 i 个教育水平的人口数量, h_i 为第 i 个教育水平受教育年限, p 为6岁以上的全部人口总数。

外商直接投资(FDI)。利用“实际利用外商直接投资额与地区GDP的比值”来进行衡量。由于现有统计年鉴中对实际利用外商直接投资的统计数据均以美元来标价,基于当年人民币平均汇率,将其调整为人民币标价。

产业结构高级化(Upg)。李健和卫平认为,随着服务业的快速发展,特别是以信息产业为代表的第三次科技革命的兴起,出现了社会经济服务化的趋势,用非农产业比重来衡量经济结构的变动已达不到要求^[23]。本研究也采用其做法,利用第三产业产值与第二产业产值之比来度量产业结构高级化。

政府介入经济程度(Gov)。以“地区政府消费额/地区生产总值”来衡量地区政府对经济的介入程度。

城市化水平(*Urban*)。国内外对城市化的度量通常采用“城镇人口与地区总人口之比”来表示。陆铭认为中国的城镇人口统计是建立在城镇户籍制度基础上的,由于城镇居民中有一部分没有城镇户籍,采用城镇人口比重会低估城市化水平^[24]。因此本研究采用“非农业人口与地区总人口之比”对城市化水平进行衡量。

(2)数据来源

考虑到统计数据的一致性和完整性,选取的研究对象为2000-2012年间中国大陆除西藏以外共30个省、直辖市、自治区的平衡面板数据。专利授

权数、研发经费投入和人员投入的原始数据来源于 2000 - 2012 年的《中国科技统计年鉴》。金融发展指标的构建过程中所需要的数据来源于 2000 - 2012 年的《中国金融统计年鉴》和《中国统计年鉴》。人力资本指标的构建过程所需要的数据来源于《中国人口和就业统计年鉴》。外商直接投资、产业结构高级化、政府介入经济程度、城市化水平等指标构建过程中,原始数据来源于 2000 - 2012 年的《中国统计年鉴》。

四 实证结果分析

由于设定的模型加入了创新能力的滞后一期值,说明方程(6)是动态面板模型,这导致被解释变量受其滞后一期值影响而产生自相关。此外,由于创新能力受到一些观测不到的各地区特征的影响,在动态面板模型中,这将导致创新能力的滞后一期值 $Lninnovation_{i,t-1}$ 与随机扰动项 ε_{it} 存在相关性,从而产生内生性问题。同时,计量模型中的核心解释变量金融发展和创新能力之间可能存在双向因果关系,进而产生联立内生性问题。为了处理以上这些问题,在计量分析中使用了艾瑞莱诺和邦德及艾瑞莱诺和巴武尔关于发展的动态广义矩估计方法(Generalized Method of Moments, GMM)。艾瑞莱诺和邦德使用解释变量的所有可能滞后变量作为工具变量,以解决变量内生性问题及动态面板偏差,经 GMM 估计得到一致无偏估计量^[25]。这就是“Arelano - Bond 估计量”,也被称为“差分 GMM”。然而差分 GMM 估计方法也存在一定缺陷,无法估计不随时间变化的个体效应及无法解决弱工具变量问题,且被解释变量的系列具有很强的持续性,即一阶自回归系数接近于 1,则会出现弱工具变量问题。因此,如果被解释变量的持续性很强,采用差分 GMM 方法进行估计可能导致结果出现偏误。布兰德尔和邦德将差分 GMM 与水平 GMM 加以结合,并将差分方程和水平方程作为一个方程系统进行广义矩估计,即 System GMM(系统 GMM)^[26]。与差分 GMM 相比,系统 GMM 的优点是可以提高估计的效率,并且可以估计不随时间变化的变量的系数,在被解释变量的滞后一阶系数较大时,系统 GMM 估计方法相对合理。综合考虑下,本研究主要依赖于采用动态面板系统 GMM 估计方法得到的回归结果。在使用动态面板时滞后阶数的选取决定了这个模型估计出来的结果是否有效。为避免工具变量过多带

来的影响,限制使用最多滞后 2 阶的工具变量。为保证模型估计的有效性,采用 Sargan 检验来识别工具变量的有效性,如果不能拒绝原假设,那么工具变量的设定就是合适的。同时,需要检验残差项 ε_{it} 是否存在序列相关,在本研究的估计中分别给出差分转换方程的一阶和二阶序列相关 AR(1)、AR(2) 检验,原假设不存在序列相关,在原假设下经过差分转换后的残差可能有一阶序列相关性,但如果没有二阶序列相关,则可断定原假设成立。

本研究使用计量软件 stata12.0 对前文设定的计量模型(6)进行分析,回归结果见表 1。表 1 中的最后两行给出的是系统 GMM 估计的可靠性的诊断检验结果。检验结果表明,所有的回归方程均通过了随机扰动项无自相关的检验,即不拒绝原假设“随机扰动项不存在二阶自相关”,进而得到的系统 GMM 估计量是一致的。同时,所有的回归方程均通过了 Sargan 检验,即不拒绝“所有工具变量均有效”的原假设。通过表 1 中的系数联合显著性的 Wald 检验均拒绝了解释变量系数为 0 的原假设(检验值均在 1% 的水平上显著)。表 1 中的所有被解释变量的滞后一期 $Lninnovation_{i,t-1}$ 系数均为正且均通过了 1% 显著水平的检验,这表明创新能力的提升不仅依赖于当期的投入,同时也依赖于前期的创新行为及成果。至此,蒂尼科勒和咎克金的研究结论得到证实,即创新具有累积性,当前的创新依赖于前期创新行为及成果。

为进一步验证回归结果的稳定性,分别使用 7 种不同度量的金融发展水平的指标进行回归分析。从表 1 中可以看出,衡量金融规模发展的指标($LnFIN1$ 、 $LnFIN2$) 的系数在 1% 的水平上显著且为正值,这表明金融规模的扩大对地区创新能力产生了显著的促进作用。同时从表 1 中也发现,衡量金融效率发展的 5 个指标($LnFIN3$ 、 $LnFIN4$ 、 $LnFIN5$ 、 $LnFIN6$ 、 $LnFIN7$) 的系数在 1% 水平上显著且为正值,这说明金融效率提升对地区创新能力产生了显著的促进作用。由于指标 $LnFIN4$ 、 $LnFIN5$ 、 $LnFIN6$ 、 $LnFIN7$ 的测算基本原理相同,可以把这几个指标作为稳健性检验的替换指标。可以发现,这四个指标的系数所呈现出的统计特征完全一致,这说明民营企业获得的贷款比例越大,越能推进地区创新能力的提升。当前中国经济增长主要是由民营经济推动的,中小企业在中国经济社会发展中发挥着重要的作用。民营企业获得的金融贷款越高,企业的技术创新水平也越高,这也为中国今后的金融体

制改革提供了重要方向。综合分析表明,无论是从金融规模发展指标还是从金融效率发展指标看,金融发展均显著地促进了地区创新能力的提升。地区创新活动受到多种因素的影响和制约:首先,企业创新行为面临巨额的初始研发成本,在自有资金有限的前提下,企业必须通过外部融资来缓解资金约束;其次,技术创新的特点在于潜在价值的不确定性及由此导致的创新过程的高风险性,由于信息不对称,会造成逆向选择和道德风险。金融机构可以通过动员储蓄和信用创造、信息的收集、处理及传递、监督企业经营与改善公司治理、风险管理等多个金融功能的发挥来克服以上问题。总而言之,金融发展水平越高的地区,通过金融功能的发挥,金融机构不仅可以缓解企业在技术创新过程中面临的资金约束问题,还可以引导金融资源流向技术创新未来收益大的企业,从而推动地区创新能力的提升。

从表 1 中可以看出,研发资本投入($\ln RDS$)的系数显著为正,且在所有的模型中均显著,这表明我国研发资本投入是创新生产活动中必不可缺的。长期以来,我国研发费用占国内生产总值的比重一直过低,按照可获得的数据进行同期对比可知,中国研发经费占据国内生产总值的比重从 1998 年的 0.65% 增长到 2011 年的 1.84%,而同期美国的这一比例则从 2.62% 上升到 2.77%,在日本这一比例从 3.00% 增长到 3.39%,法国从 2.14% 增长到 2.25%,德国从 2.27% 上升到 2.88%。不难看出,这些发达国家的研发支出强度在 1998 年就高于 2011 年中国的投入水平,说明中国研发经费支出力度不足,与发达经济体差距巨大。2012 年中国研发经费占据国内生产总值的比重为 1.98%,没有超过创新国家普遍的研发强度界限(2%),也即中国现在依旧没有步入创新型国家行列。表 1 中研发人员投入($\ln RDP$)的系数均为正,除个别方程中在 10% 的水平上显著,其他方程均在 5% 的水平显著。研发人员是高级技术人才,是专业知识和方法的载体,也是实施创新行为的主体,在创新过程中发挥着至关重要的作用。由于回归系数代表的是创新产出弹性,通过对研发资本投入($\ln RDS$)和研发人员投入($\ln RDP$)的系数大小对比可知,研发资本投入的弹性显著高于研发人员投入的弹性,这表明研发经费投入是创新生产活动中更为重要的投入要素。结合现阶段我国研究经费投入比重过低这个现实,可以推断出,若加大研究经费投入,地区的创新能力水平会更高。将研发资本投入($\ln RDS$)和研发人员投入

($\ln RDP$) 这两者的系数相加可得总弹性处于 0.3 - 0.6 之间,表明我国创新生产过程中呈现出规模报酬递减的特征。

表 1 中,人力资本($\ln Human$)的系数均为正且在 5% 的水平上显著。这说明人力资本能够促进区域创新能力的提升,人力资本积累的增加有利于将资本和劳动有效地结合起来,推动自主研发和创新。同时,高素质人才有利于模仿和吸收国际先进的知识和技术,推动区域创新能力的提升。政府介入经济程度($\ln GOV$)除了在表 1 中第二列为正不显著以外,在其他方程中均在 1% 的水平上显著为正,这表明政府消费水平提升对创新能力提升具有促进作用,政府通过加大对产品的需求可增加企业的利润,企业在利益驱动下则不断进行技术创新,而这又带动了地区的创新能力的提升。外商直接投资($\ln FDI$)的系数在表 3 均为负且显著,这说明外资的大量流入对我国创新能力提升产生了显著的抑制作用。这与同期的理论分析结论不一致,但与吴丰华等及黄志勇的结论一致^[27~28]。范承泽等人及陈羽等人的研究均表明,外资对中国国内研发投入产生了抑制作用,即外资阻碍了国内企业的研发活动。中国自从 20 世纪 90 年代初开始采取以市场换技术的战略,但预期效果并没有实现,中国想换取的核心技术依旧掌握在国外企业手中。国外企业在这个过程中“窃取”了中国市场,造成国内企业生产成本不断上升,生产效率骤减^[29~30]。孙晓华等人及原毅军等人的研究均表明,市场换技术的政策增加了外商的市场占有率,并带动了行业技术进步,但抑制了本土企业自主创新的提升^[31~32]。产业结构高级化($\ln Upg$)的系数在所有的方程中符号均为负且在大多数方程中显著,这表明产业结构高级化抑制了地区创新能力。出现这种状况的原因可能是,2000 年以来我国经济发展迅速,但经济增长过快的背后暗藏着产业结构不合理。李健和卫平利用锡尔指数法对 1991 - 2011 年中国 30 个地区的产业结构是否合理进行了分析,研究表明沿海地区产业结构相对合理,而中西部地区尤其贵州、云南、甘肃等地区的产业结构极其不合理^[20]。产业结构高级化是建立在合理化的基础上的。若在产业结构不合理的前提下盲目进行产业结构升级,会导致原本的产业结构不合理所产生的负面影响更加严重,阻碍生产要素的合理配置,造成本应用来技术创新的资源没有发挥应有作用。本研究从全国角度分析了产业结构高级化对创新能力的影响,有可能掩盖地区的差异性特

征,若是按不同地区进行研究,可能会呈现出更为合理的结论。城市化($\ln Urban$)在表1中系数符号均为负且在大部分方程中显著,这个结果与现有多数文献相反。但剖析其内在原因,又有其合理的成分:即不断上升的生产率使农业释放出大量的劳动力,且中国城乡收入差距巨大,导致人口由农村向城市转移,带来了统计数据上的城市化水平升高;从农业转移出来的劳动力进入城市后由于自身教育水平及

技能的限制,无法有效地被第二、三产业充分吸收,这种半城市化过程并没有给地区技术创新带来实质性影响。施建刚和王哲研究城市化与经济增长关系时指出,由于收入差距过大及机会不均等,导致劳动力流动不均衡,少数特大型城市集聚不经济的现象突出,而多数中小城市却集聚不充分,从而造成效率低下^[33],而这在一定程度上会阻碍地区的创新过程。

表 1

系统 GMM 回归结果

变量	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6	方程 7
$\ln innovation_{i,t-1}$	0.615*** (20.35)	0.709*** (21.68)	0.614*** (24.23)	0.672*** (25.26)	0.565*** (12.77)	0.594*** (16.36)	0.615*** (18.20)
$\ln RDS$	0.376*** (7.97)	0.264*** (10.26)	0.355*** (17.14)	0.292*** (16.20)	0.421*** (6.51)	0.346*** (8.87)	0.369*** (15.32)
$\ln RDP$	0.121** (2.93)	0.083* (1.78)	0.176*** (4.08)	0.172*** (4.71)	0.111** (2.23)	0.192*** (3.00)	0.128*** (2.55)
$\ln FIN1$	0.512*** (7.00)						
$\ln FIN2$		0.513*** (6.22)					
$\ln FIN3$			0.473*** (5.34)				
$\ln FIN4$				0.354*** (8.64)			
$\ln FIN5$					0.538*** (6.96)		
$\ln FIN6$						0.408*** (6.64)	
$\ln FIN7$							0.576*** (10.33)
$\ln Human$	0.600** (3.05)	0.770*** (2.59)	0.946*** (5.49)	0.588*** (3.75)	0.661*** (2.27)	1.135*** (3.38)	0.494*** (3.06)
$\ln FDI$	-0.051* (-1.98)	-0.042* (-1.80)	-0.072*** (-4.11)	-0.042* (-1.71)	-0.059* (-1.89)	-0.046*** (-1.91)	-0.069*** (-2.13)
$\ln Gov$	0.166** (2.90)	0.043 (0.72)	0.257*** (5.19)	0.258*** (3.64)	0.185** (2.60)	0.629* (1.74)	0.259* (3.84)
$\ln Upg$	-0.191* (-2.25)	-0.154*** (-2.81)	-0.025 (-0.42)	-0.163** (-2.64)	-0.211* (-1.92)	-0.253** (-2.05)	-0.324** (-3.49)
$\ln Urban$	-0.301 (-1.74)	-0.226*** (-2.97)	-0.065 (-1.33)	-0.124** (-2.25)	-0.511* (-1.85)	-0.332*** (-3.07)	-0.349*** (-3.54)
常数项	-1.426** (-2.77)	-1.855** (-2.72)	-1.937*** (-3.88)	-1.515*** (-4.07)	-1.426* (-1.81)	-2.086*** (-1.81)	-1.150** (-2.39)
样本量	390	390	390	390	390	390	390
Wald 卡方值	16406.17	17319.05	43284.37	29839.69	8420.43	20716.46	14668.18
AR(2)	0.2353	0.4083	0.3452	0.4474	0.1803	0.2760	0.2149
Sargan 检验量 (p-value)	29.76694 (0.9997)	28.93415 (0.9374)	28.11723 (0.1369)	28.31172 (0.9475)	27.76496 (0.9999)	26.92167 (1.0000)	28.89144 (0.9998)

注:(1)括号内数值估计系数的t值,*、**和***分别表示10%、5%和1%双尾检验的显著水平;(2)FIN1为金融机构总贷款、FIN2为金融机构总存款、FIN3为金融机构贷款-存款转化率、FIN4和FIN5采用李健和卫平的测算方法、FIN6采用张军和金煜的测算方法、FIN7采用赵勇和雷达的测算方法,因此分别得到7个方程,见表中第一行;(3) $\ln innovation_{i,t-1}$ 为滞后一期的专利授权数;(4)系数联合显著性Wald检验的原假设为各解释变量的系数均为零;(5)Sargan检验的原假设为工具变量是有效的;(6)AR(2)假设的原假设为差分后的残差项不存在二阶序列相关。

五 结论与政策启示

本研究以 2000—2012 年间中国 30 个省份的平衡面板数据为研究对象,在知识生产函数框架下,构建计量回归模型,以检验金融发展对创新能力的影响。研究表明:首先,在控制影响区域创新能力的其他因素之后,无论是从金融规模发展角度还是从金融效率发展角度分析,都证实了金融发展显著地促进了地区创新能力的提升;其次,地区创新能力具有累积效应,运用动态面板模型验证了创新具有一定的累积效应,进一步印证了蒂尼科勒和咎克金的研究结论;第三,研发资金投入和人员投入显著地促进了创新能力的提升,且研发资金的创新产出弹性显著大于研发人员的创新产出弹性,创新活动具有规模报酬递减的特征;第四,人力资本和政府消费支出均对地区创新能力提升具有促进作用,而外资、产业结构高级化及城市化对地区创新能力具有负面影响。

从以上研究结论中可得到如下政策启示。

第一,应大力推进银行业发展的市场化进程,降低政府在金融资源配置上的政策干扰效应,充分发挥市场机制配置金融资源的作用,提高金融资源的配置效率。银行业应调整优化信贷结构,使金融发展更好地服务于实体经济,尤其应增强对中小企业的支持力度。同时,应适当放松银行业的准入标准,扶持和发展中小企业并鼓励民间金融机构的建立,为银行业注入竞争活力。政府应该鼓励传统的以国有银行为导向的金融体系向以服务中小企业的中小银行为导向的体系转变,通过建立多元化的中小企业融资服务体系解决中小企业的融资困境。

第二,国家应优化资本市场结构,规范金融市场制度,拓宽技术创新型企业的融资渠道,逐步形成多层次的满足科技创新型企业的多元化融资体系。

第三,国家应该不断加大研发投入力度,以产生更大的创新能力提升效应。2012 年中国研发经费占国内生产总值的比重为 1.98%,而国际上通常衡量一个国家是否进入创新型国家的指标之一是研发强度是否超过 2%,可见中国的研发投入力度仍然不足。加大研发投入力度,不仅可以保证创新水平的提升,还可以增强区域的综合竞争力。

【Abstract】 With the framework of knowledge production function, this essay analyzes the influence of financial develop-

ment on regional innovation capability by using the dynamic panel model with balanced panel data of 30 provincial level units from 2000—2012 in China. The empirical results show that both financial scale and financial efficiency significantly promote regional innovation capability, and that is to say, financial development has a positive effect on regional innovation capability. It is also proved that the innovative effect of R&D capital input surpass that of R&D personnel input, and that the process of innovative output shows the characteristics of decreasing returns to scale. Therefore, it needs to intensify the reform of financial system and improve the financial system. That could effectively ease the financing constraints faced by the enterprises, especially small and medium-sized enterprises, enhance the success probability of technological innovation and promote the regional innovation capability.

【Key words】 financial development; innovation capability; knowledge production function

参考文献

- [1] Porter M. Capital Disadvantage: America's Falling Capital Investment System[J]. Harvard Business Review, 1992 (20): 12—14
- [2] Carlota P. Finance and Technical Change: A Neo-Schumpeterian Perspective[R]. Working Paper 2004: 1—10
- [3] Levine R. Finance and Growth: Theory and evidence[M]. The Netherlands: Handbook of economic growth 2005: 1—50
- [4] De la Fuente A. Innovation, "Banking" Monitoring and Endogenous Financial Development[J]. Journal of Monetary Economics, 1996 (20): 269—301
- [5] Chou Y K, Chin M S. Financial Innovations and Technological Innovations as Twin Engines of Economic Growth[R]. Working Paper of Department of Economics, University of Melbourne, 2009: 1—10
- [6] 阳佳余, 赖明勇. 金融发展基于水平创新的内生增长模型[J]. 中国管理科学 2007(2): 21—27
- [7] 王永中. 浅析金融发展、技术进步与内生增长[J]. 中国社会科学院研究生院学报 2007(4): 59—65
- [8] 黄德春, 闵尊祥, 徐敏. 金融发展与创新能力: 对中国高技术产业的实证研究[J]. 中国科技论坛 2011(12): 21—25
- [9] 张志强. 金融发展、研发创新与区域技术深化[J]. 经济评论, 2012(3): 82—92
- [10] 孙伍琴, 王培. 中国金融发展促进技术创新研究[J]. 管理世界 2013(6): 172—173
- [11] 冉光和, 徐鲲, 鲁钊阳. 金融发展、FDI 对区域创新能力的影响[J]. 科研管理 2013(7): 45—51
- [12] Jaffe B. Real Effects of Academic Research[J]. The American Economic Review, 1989(79): 757—766
- [13] Denicolo V, Zanchettin P. How Should Forward Patent Protection be Provided[J]. International Journal of Industrial Organization, 2002 (20): 34—64
- [14] 张军, 金煜. 中国的金融深化和生产率关系的再检验: 1987—

- 2001 [J]. 经济研究 2005(11): 34-42
- [15] Yao Y J. Financial Intermediation Development and Economic Growth: Does the Chinese Counter example Exist? [J]. China & World Economy, 2010(5): 22-36
- [16] Aziz J C, Duenwald. Growth - Financial Intermediation Nexus in China [R]. IMF Working Paper, 2002: 1-20.
- [17] 赵勇, 雷达. 金融发展与经济增长: 生产率促进抑或资本形成 [J]. 世界经济 2010(2): 37-49
- [18] 姚耀军. 金融发展与全要素生产率增长: 区域差异重要吗? ——来自中国省级面板数据的经验证据 [J]. 当代财经, 2012(3): 43-53
- [19] 李健, 卫平. 金融发展与全要素生产率增长——基于中国省级面板数据的实证分析 [J]. 经济理论与经济管理 2015(8): 47-64
- [20] 李婧, 谭清美, 白俊红. 中国区域创新生产的空间计量分析——基于静态与动态空间面板模型的实证研究 [J]. 管理世界 2010(7): 43-55
- [21] 夏良科. 人力资本与 R&D 如何影响全要素生产率——基于中国大中型工业企业的经验分析 [J]. 数量经济技术经济研究 2010(4): 78-94
- [22] 周少甫, 王伟, 董登新. 人力资本与产业结构转化对经济增长的效应分析——来自中国省级面板数据的经验证据 [J]. 数量经济技术经济研究 2013(6): 70-71
- [23] 李健, 卫平. 产业结构变迁背景下的人口红利与经济增长 [J]. 经济与管理研究 2014(7): 5-12
- [24] 陆铭, 陈钊. 城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距 [J]. 经济研究 2004(6): 50-54
- [25] Arellano M, Bond S. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equation [J]. Review of Economic Studies, 1991(58): 277-298
- [26] Blundell R, Bond S. Initial Condition and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models [J]. Journal of Econometrics, 1998(87): 115-143
- [27] 吴丰华, 刘瑞明. 产业升级与自主创新能力构建——基于中国省级面板数据的实证研究 [J]. 中国工业经济 2013(5): 57-67
- [28] 黄志勇. FDI、国际贸易与国内企业的创新能力 [J]. 财经科学 2013(4): 76-83
- [29] 范承泽, 胡一帆, 郑红亮. FDI 对国内企业技术创新影响的理论与实证研究 [J]. 经济研究 2008(1): 89-100
- [30] 陈羽, 邱国良. FDI、技术差距与本土企业的研发投入——理论及中国的经验研究 [J]. 国际贸易问题 2009(7): 88-96
- [31] 孙晓华, 杨彬, 张国锋. “市场换技术”与产业空心化: 一个研究评述 [J]. 科学学与科学技术管理 2009(1): 125-129
- [32] 原毅军, 谭绍鹏, 吕萃婕. “市场换技术”政策实施效果评价 [J]. 科学学与科学技术管理 2010(2): 9-12
- [33] 施建刚, 王哲. 中国城市化与经济增长关系实证分析 [J]. 城市问题 2011(9): 8-13

(责任编辑: 李小敏)

《城市问题》编辑部作者来稿注释、参考文献标注规范

一 关于参考文献标注格式的说明

引文如使用以下示例的注释和参考文献标注方式, “例: ……房地产的投诉大量上升说明了房地产市场仍然处于混乱不堪的状态(张大来, 2001)”, 须将以上之“(张大来, 2001)”用右上标^{[1]……[n]}标示, 并删去“(张大来, 2001)”, 再在文后按文中引文顺序列出参考文献。

参考文献顺序号须置于右上标之方括号内; 文中如有注释, 则须将注释顺序号置于右上标之圆圈号内, 以示二者之区别。特别强调, 文后所列所有参考文献均须标注起止页码。

二 注释及参考文献须包括的项目

作者名; 参考文献名(论文题目或书名); 期刊名或出版社名; 期刊刊期或出版社及出版年份; 起止页码。外文参考文献之项目及顺序同上。论文务必附参考文献, 格式示例如下(请注意示例中的标点符号用法):

- [1] 张大道. 城市竞争力、城市经营与城市管理 [J]. 城市问题 2002(9): 19-22
- [2] 李大道. 城市空间结构新论 [M]. 北京出版社, 2001: 3-13
- [3] Terry Nichols Clark, Richard Lloyd, Kenneth K. Wong, and Pushpam Jain. Amenities Drive Urban Growth [J]. Journal of Urban Affairs 2002(5): 493-515

三 关于网络参考文献的引用及著录

1. 著录项目须齐全, 须包括电子文献的主要责任者、电子文献题名、电子文献的出处或可获得地址、发表或更新日期/引用日期(任选)。

2. 在“IP 地址”与“主机名”二者之间, 须著录主机名。

3. 网址中的“http”不能省略, 它是网站“超文本传输协议”的标志。

4. 如有中文网站名, 须同时著录, 但著录位置应排在主机名后, 同时要加上圆括号。

5. 对既没有电子文献的主要责任者, 又没有电子文献题名, 而只著录网址的引文, 本刊要求网址中除了要有主机名外, 还应标明路径和网页, 即至少在三级以上方可被视为有效引文。为说明本条, 特举下例: 对于以下这条著录 <http://www.cajed.edu.cn/pub/wml.txt/980810-2.html>, 如果只标著 <http://www.cajed.edu.cn>, 这样的标注是没有实际意义的。

6. 关于网文的日期, 以选查阅或下载的日期为宜。

7. 被引文献见诸于多个网址时, 著录一个即可。

8. 一条引文中, 既提供了网址, 又提供了纸质载体的来源, 应选用纸质载体来源文献予以著录。

9. 为了确保引文的可靠性, 作者须对网络文献进行认真选择及甄别, 对那些未公开发表的“黑色文献”, 尤其是网上论坛、BBS 上的资料等, 一律不得引用。