

金融发展、研发创新与区域技术深化

张志强^{*}

摘要: 基于内生增长理论,本文构建了金融发展、研发创新与区域技术深化的实证研究框架,以面板协整和空间计量经济学方法,通过空间误差修正模型(SpECM)和面板动态最小二乘回归(DOLS)实证检验了中国金融发展的规模与效率的区域创新效应。实证结果表明,总体而言,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,西部地区省份相对滞后,分产业的金融发展效率的区域创新效应也与中、东部省份之间存在显著差异。空间误差修正模型的估计结果进一步说明金融发展的效率与规模存在明显的空间相关性和空间溢出效应。因此,以金融发展促进中西部省份服务业的产业技术升级显得尤为重要;加强区际及国际贸易联系、促进省份层面技术引进与研发创新、共享技术空间溢出效应是缩小区域发展差异,实现区域经济协调发展的有效途径。

关键词: 金融发展规模 金融发展效率 空间误差修正模型 面板协整

一、引言与文献回顾

自 Romer(1990)、Grossman 和 Helpman(1991)等提出新增长理论以来,知识与技术创新方面的研究,成为新增长理论主要的研究内容。众所周知,知识的生产以及研发活动成为推进产业技术进步的重要来源,产业生产技术的进步与产业的研发活动之间紧密相连。最新的内生经济增长理论方面的研究进展,逐渐强调金融发展、研发在解释产业劳动生产率增长中的重要作用。如 Blackburn 和 Hung(1998)、Aghion 和 Howitt(2005,2009)通过建立创新引致的经济增长模型,认为金融市场的不完善会提高金融监管成本,从而激励企业雪藏自己最新的技术创新成果,避免了短期债券偿还。如果在金融市场的发展方面,减少相关的制度性阻碍,就能够促进高效率的知识创新与企业技术革新,提高产业的劳动生产率。因此,依据他们的研究,金融发展与技术创新之间存在正的相关关系。金融市场的充分发育与自由化,能够鼓励技术创新与劳动生产率的提高。然而对于金融发展通过什么途径作用于技术创新,还缺乏实证研究。这激励我们从分析金融发展与技术创新之间的相互关系入手,从实证的角度揭示创新产出与金融发展之间的相互关系。

知识产权与专利保护,也是影响金融发展与研发创新相互关系的重要方面。如果一个国家或地区在专利保护方面的法律、法规相对而言比较完善,那么就能够激励并提高产业的创新行为。利用质量阶梯模型,O'Donoghue 和 Zweimüller(2005)认为,保护现有的创新不被其他产业或者行业模仿,会激励创新方面的投资。在良好的专利保护制度框架下,产业内的企业会积极地进行创新,而不会采用次优的创新策略,良好的专利保护制度会保证每一个行业处于独特的质量阶梯发展阶段。这一点与制度经济学家诺斯的研究结论相类似,良好的有效的知识产权保护是提高私人进行研发活动、进行创造性发明的预期收益率的重要保证。因此这种有效的知识产权保护制度,会明显地提高全社会的技术创新水平,进而有利于一个国家或地区的经济发展。Ang(2010,2011)的一系列论文,深入研究了金融发展、金融自由化与技术创新之间的相互关系,他认

^{*} 张志强,南开大学经济学院城市与区域经济研究所,邮政编码:300071,电子信箱:nkzzq@yahoo.com.cn。

本文系中央高校基本科研业务费专项资金项目(NKZX10053)“公共资本的区域经济发展效应评价——理论、方法与对策研究”的阶段成果。

为,金融发展能够有效地激励知识创新,但是金融自由化对创新产生的效率还有待于进一步研究。

我国学者较多地关注金融发展与经济增长、经济发展之间的相互关系。沈坤荣和张成(2004)对中国金融发展与经济增长的机制进行了深入研究,他们认为在改革开放以后,内生的金融发展有效地促进了中国的经济发展,但是仍然存在阻碍金融发展作用于经济发展的障碍。赵勇和雷达(2010)认为,经济增长方式在由投资推动向生产率主导的转变过程中存在着门槛效应,而金融发展水平的提高可以通过降低增长方式转变的门槛值来推动经济增长的集约式转变,其效应大小与经济发展阶段有关。师文明和王毓槐(2010)的实证研究认为,金融发展与技术进步率之间存在非线性关系,在金融发展水平的较高级阶段,金融发展能够有效地促进经济增长。还有部分学者以省份层面的数据,论证了金融发展与经济增长的相互关系,白锐锋(2011)以山东省的数据为基础,利用协整检验的方法,检验了金融发展与山东省经济增长之间的关系,实证检验结果表明,山东的金融发展并没有引致山东经济的快速增长。李林等(2011)采用横截面的空间计量方法,实证检验了金融产业聚集的区域经济增长溢出效应,他们认为,中国的区域金融产业聚集具有显著的区域增长溢出效应,但其辐射效应有限。在研发投入与金融发展相互关系的研究方面,解维敏和方红星(2011)以中国上市公司的数据为样本,分析了地区金融发展对研发投入的影响效应,他认为金融市场化改革有效地推动了上市公司研发投入的增加,并且不同规模的企业的影响效应明显不同。

综观现有的研究,我们发现多数都侧重于独立分析金融发展、研发创新与经济发展的相互关系,而以研发为支撑的创新产出,如何随着金融发展效率与金融发展规模等宏观金融环境的变化而变化,还缺乏实证方面的研究。因此本文通过构建金融发展、研发创新与产业技术深化的实证研究框架,采用前沿的实证研究方法,深入分析它们之间的长期相互作用关系。

二、金融发展与产业层面技术创新的实证分析框架

金融发展与知识创新之间的相互关系,可以通过内生增长理论的框架模型来解释。假设对于产业 i 的 t 年的产出 Y_{it} 而言,它取决于形如公式(1)的 C-D 生产函数:

$$Y_{it} = A_{it}^{\sigma} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{1-\alpha} \quad (1)$$

其中 $\sigma > 0, 0 < \alpha < 1$, A_{it} 代表产业层面的知识资本存量, K_{it} 、 L_{it} 分别代表产业 i 层面的资本与劳动的投入量。将公式(1)写成人均量的形式,可以表示为:

$$y_{it} = A_{it}^{\sigma} k_{it}^{\alpha} \quad (2)$$

其中 $y_{it} = \frac{Y_{it}}{L_{it}}, k_{it} = \frac{K_{it}}{L_{it}}$, 对公式(2)两侧取对数并取全微分,得到在时间 t 内的人均产出增长率表达式:

$$\frac{\dot{y}_{it}}{y_{it}} = \sigma \frac{\dot{A}_{it}}{A_{it}} + \alpha \frac{\dot{k}_{it}}{k_{it}} \quad (3)$$

在经济增长的均衡路径上,可知人均产出的增长率取决于如下增长方程:

$$g_{it} = \frac{\sigma}{1-\alpha} g_{A_{it}} \quad (4)$$

其中 $g_{A_{it}}$ 代表技术的增长率。知识与技术创新资本的积累是引致长期经济增长的首要动因。正如 Romer(1990) 的研究所证实的,知识与技术创新资本的形成,主要取决于研发投入的数量。因此,知识与创新资本的增长率 $\dot{A}_{it}/A_{it}$, 取决于用于知识与技术资本生产的研发(R&D)的数量和现有的知识与技术资本存量水平 A_{it} 。此外,正如现有研究所揭示的,产业层面的创新激励也取决于金融系统的规模 F_{it} 和金融系统的效率 $\ln eff_{it}$ 。因此参考 Ang 和 Madsen(2011) 的研究,知识与创新资本的积累方程可表示为:

$$\dot{A}_{it} = \lambda R_{it}^{\delta} A_{it}^{\phi} F_{it}^{\theta} eff_{it}^{\pi} \quad 0 < \delta \leq 1, \phi < 1, \delta > 0, \pi > 0 \quad (5)$$

在经济体系达到长期均衡的状态条件下,正如 Bottazzi 和 Peri(2007)、Ha 和 Howitt(2007) 的研究所证实的,知识与创新的资本增长率 $\dot{A}_{it}/A_{it}$ 是一个平稳过程,因此对方程(5)两侧取对数,得到知识资本积累的稳态水平下的积累的影响因素方程:

$$\ln A_{it} = \beta_0 + \beta_R \ln R_{it} + \beta_F \ln F_{it} + \beta_p \ln eff_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

ε_{it} 代表随机误差项, β_0 代表固定效应, $\ln R_{it}$ 代表研发投入的指标, 如产业的 R&D 投入经费、从事 R&D 的人员, $\ln F_{it}$ 代表金融发展规模指标, $\ln eff_{it}$ 代表金融发展效率指标, 方程(6) 是我们进行实证研究的基本方程。显然这是一个面板数据模型, 公式(6) 进一步地说明, 金融发展是决定产业层面的知识与技术资本积累的重要因素。从现有研究来看, 技术与知识创新的空间溢出效应变得尤为重要, Eaton 和 Kortum (2002) 的研究证实地理距离是影响技术与创新空间扩散的重要因素, 并且也是影响经济活动空间聚集的主导因素。因此, 为了体现中国不同省份之间技术与知识空间溢出效应以及金融发展规模与效率的空间溢出效应, 我们基于空间面板计量经济学方法 (Spatial Panel Econometrics), 设定了如公式(7) 的空间面板的广义空间模型 (SPARMA) 和公式(8) 的空间面板的 Durbin 模型 (SDM), 以识别知识与创新生产所具有的空间溢出效应:

$$\begin{aligned} \ln A &= \rho (I_T \otimes W_N) y + \ln indep \beta + Z_\alpha \alpha + v \\ v &= \lambda (I_T \otimes W_N) v + \varepsilon \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \ln A &= \rho (I_T \otimes W_N) y + \ln indep \beta + \theta W_N \ln indep \beta + Z_\alpha \alpha + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 I) \end{aligned} \quad (8)$$

其中 $\ln A$ 和 $\ln indep_{it}$ 分别代表公式(7) 中的被解释变量与解释变量, W 代表空间加权矩阵, 外生参数 ρ 、 λ 、 θ 代表空间效应存在的目标参数, ε 服从标准正态分布。对于公式(7) 和公式(8) 的模型而言, 具体的模型形式的识别, 取决于相应的回归参数的拉格朗日乘子 (LM) 检验, 与之相对应的模型的经济含义也在实证结果中给出。

在研发创新的溢出途径方面, 正如 Keller (2002)、Griffith 等 (2004) 及 Apergis 和 Economidou (2009) 所揭示的, 国家间和产业间存在明显的创新溢出效应 (spillover effect)。这种溢出效应是通过国家间和区际的贸易实现的。这里我们借鉴新经济地理学的研究, 利用一个省份的市场潜能指标 (Market Access) 来代表贸易开放程度提高所能带来的技术溢出效应水平的高低^①。

依据 Ha 和 Howit (2007) 的理论模型和我们提出的实证研究框架, 结合新经济地理 (New Economic Geography) 理论相关的研究, 我们提出如下假设检验, 综合分析金融发展的区域技术创新效应:

假设检验一: 金融发展规模与研发创新产出之间存在正相关关系, 一个省域的金融发展规模越大, 那么其能够为产业的研发创新提供更多的资金支持。

假设检验二: 金融发展效率与研发创新产出之间存在正相关关系, 金融发展的效率水平越高, 那么能够为产业内企业提供较好的融资机会, 从而有助于企业的研发创新。

假设检验三: 金融发展、研发创新具有明显的空间溢出效应, 对于空间邻近的省份而言, 如果具有良好的金融发展、研发创新的发展环境, 那么不但能够促进自身省份的研发创新, 而且能够促进空间邻接省份的创新产出的提高, 且这种空间溢出效应限定在有限的空间范围以内。

假设检验四: 依据新经济地理理论, 一个省份的市场潜能水平越高, 那么它所能吸引的贸易流量也越高, 因而从国内与国际贸易环节中吸纳的技术创新的溢出效应也越高。

三、实证检验的特征变量构建

知识与创新资本的特征变量 A_{it} , 参照相关的研究, 这里利用各个省份层面的专利申请数量来代替, 正如 Madsen (2008) 所认为的, 专利与创新产出的数量通常以存量的形式来衡量, 这里我们以永续盘存方法估计创新产出的存量, 当然以专利来代替知识与创新生产的产出存在一定的不足, 因为并不是所有的知识产出都可以由创新产出来代替, 并且它在一定程度上无法代替知识产出的经济效益。然而在没有其他更为有效的替代变量的情况下, 一个省份所拥有的专利是可以代替知识创新的产出存量的。变量 A_{it} 的构建基于每年的专利申请量, 即 $\dot{A}_{it}$ 。为了准确估计 A_{it} 的存量, 这里我们以 1986 年为基期。开始的专利产出资本存量依据

^①限于文章的篇幅, 这里没有给出全部的市场潜能指标 MA 的计算过程, 感兴趣的读者可以联系作者索取。

$A_{it} = A_{it-1} / (\delta + g)$ 计算, δ 代表折旧率, 这里我们参照张海洋(2005)、吴延兵(2008)的研究, 将折旧率定义为 5%, g 代表我们所研究的 1986-2010 年各个省份专利申请的年增长率。 A_{it} 存量的估计的演化方程如下:

$$A_{it} = (1 - \delta) A_{it-1} + \dot{A}_{it} \quad (9)$$

因此得到各个省份的研究创新产出的资本存量 $\ln pstock_{it}$ 。研发投入方面, 这里采用《中国科技统计年鉴》中各个省份的从事研究发展的人员的全时当量 (hum_{it}) 与各个地区研究与开发经费内部支出总额 ($expen_{it}$) 为研究与开发的投入指标。

金融发展变量是我们实证分析的关键特征变量, 这里我们将金融发展指标划分为两种不同类型, 一类是金融发展规模指标, 一类是金融发展效率指标。在金融发展规模指标方面, 我们以金融机构贷款总额占 GDP 比例作为金融发展的替代变量, 定义为 F_{it} ; 金融发展规模的另一个指标是储蓄率指标, 计算方法是城市居民储蓄额占 GDP 的比例, 定义为 s_{it} ①。金融发展规模指标如下:

$$F_{it} = Tloan_{it} / GDP_{it} \quad s_{it} = Tdeposit_{it} / GDP_{it} \quad (10)$$

其中 $Tloan_{it}$ 代表企业信贷总额, $Tdeposit_{it}$ 代表城乡居民年末储蓄余额, GDP_{it} 代表省份 i 的 GDP 总量。

金融发展效率指标方面, 我们参考了 Aziz 和 Duenwald(2002) 及张军和金煜(2005)的研究方法, 将发放给私人部门的银行信贷比例作为衡量区域金融发展效率的指标, 这也是众多研究中广泛使用的研究方法。一般而言, 发放给私人部门的信贷依托于企业的经营状况, 市场化特征明显, 该指标定义为 eff_{it} 。然而在官方公布的相关数据中, 并没有直接给出私人信贷部门的贷款比例数据。因此这里假定银行体系的贷款划分为国有经济部门的信贷和私人部门的信贷, 并且假定信贷的匹配比例与产值比例相对应。在估计这一比例时, 以 F_{it} 为被解释变量, 利用国有企业产值/工业总产值, 定义为 $sout_{it}$ 解释变量, 并引入了个体固定效应 u_i , 以反映不同省份之间私营企业的发展水平的影响。估计时引入了残差的一阶自相关, 以调整序列存在的自相关问题, ρ 为自相关系数, c 为常数项, 如下所示:

$$\begin{aligned} F_{it} &= c + \beta sout_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{it} &= \rho \varepsilon_{it-1} + \eta_{it} \end{aligned} \quad (11)$$

私人信贷的分配比例 eff_{it} 由公式(11)中经过面板固定效应回归得到的 $\hat{F}_{it}$ 预测值减去 $\hat{\beta} sout_{it}$ 得到。为了衡量分产业的信贷效率对创新的影响效应, 我们也引入了制造业与商业服务业的信贷效率指标, 如下所示:

$$\begin{aligned} manu_{it} &= mloan_{it} / Tloan_{it} \\ commer_{it} &= comloan_{it} / Tloan_{it} \end{aligned} \quad (12)$$

其中 $mloan_{it}$ 代表 i 省份制造业企业贷款总额, $comloan_{it}$ 代表 i 省份商业企业贷款总额。

空间加权矩阵 W 的构建是我们进行空间计量分析的关键。为了综合比较分析空间效应的影响, 我们这里构建了三种类型的空间加权矩阵, 以综合体现空间效应的影响。第一种是以邻近省份为权数的空间加权矩阵, 即任意的两个省份 i 和省份 j 如果在空间上是邻近的, 那么空间加权矩阵 W 的元素是 1, 否则为 0; 第二种是以距离为权数的空间加权矩阵, 即观测样本相互之间的空间距离为权数的空间加权矩阵。矩阵 W 中的元素构建如下所示:

$$w_{ij} = \frac{w_{ij}^*}{\sum_j w_{ij}^*} \quad w_{ij}^* = \begin{cases} 0 & \text{if } i=j \\ d_{ij}^{-2} & \text{if } d_{ij} \leq 800 \\ 0 & \text{if } d_{ij} > 800 \end{cases} \quad (13)$$

d_{ij} 是省份 i 和省份 j 之间的地理距离。这里的计算基于各省份的地理中心点坐标。通过这样计算得到的空间加权矩阵 w_{ij} 是严格外生的, 满足空间计量经济分析的基本假定。 d_{ij} 的计算如下所示:

$$d_{ij} = radius \times \cos^{-1}(\cos |long_i - long_j| \cos lat_i \cos lat_j + \sin lat_i \sin lat_j) \quad (14)$$

其中 $radius$ 是地球半径, lat 和 $long$ 分别代表省份 i 和省份 j 的经纬度坐标。其中的 800km 是外生给定

①在实证研究过程中, 我们发现这一指标与 F_{it} 指标得到的回归系数之间, 并没有存在明显差异, 因此限于篇幅, 没有给出基于 S_{it} 的指标的金融发展规模的创新效应回归结果。具体可以联系作者索取。

的 1 空间依赖影响效应的截止(Cutoff) 距离^①。第三种加权矩阵,是以省份之间的经济联系为权数的空间加权矩阵,这里基于李善同等(2010) 的区域间投入产出表,构建了体现省份之间相互关系的贸易流量矩阵。^②在进行空间计量实证分析时,将矩阵 w_{ij} 进行标准化,得到回归分析所需要的空间加权矩阵。我们所分析的省份单元,包括 29 个省、市、自治区,重庆在 1997 年设立市,为了分析数据样本的连续性,这里我们将重庆的数据并入四川省。由于西藏自治区的相关统计数据存在大量的缺失值,因此我们的分析样本进行了剔除。

图 1 – 图 4 描述了我们实证分析的特征性变量,即金融发展规模指标(F_u)、金融发展效率指标(eff_u 、 $manu_u$ 、 $commer_u$) 与专利资本存量之间的相互关系。^③

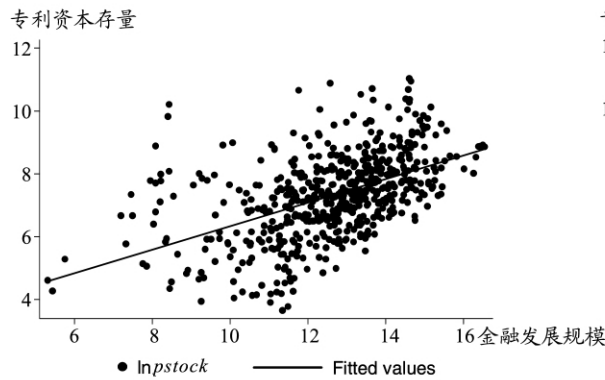


图 1 金融发展规模指标与专利资本存量

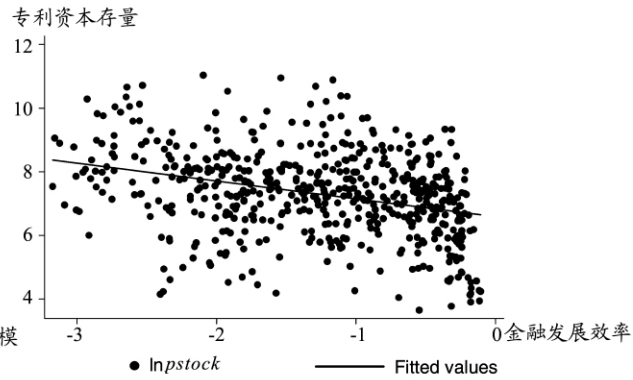


图 2 金融发展效率指标与专利资本存量

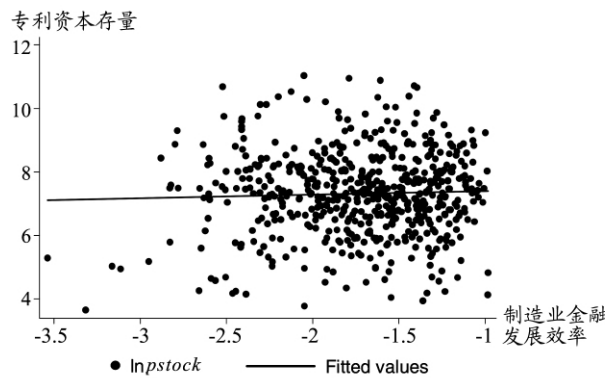


图 3 制造业金融发展效率与专利资本存量

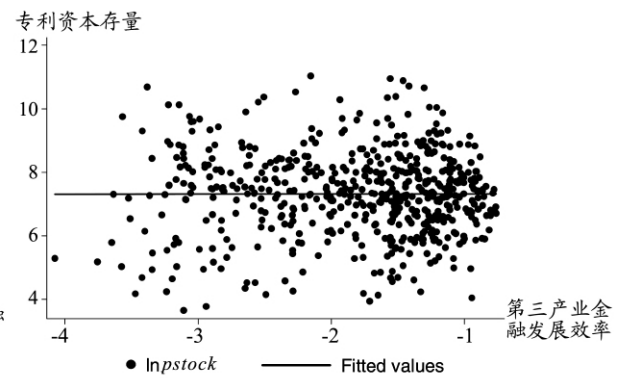


图 4 第三产业金融发展效率与专利资本存量

图 1 表明省域层面的金融发展规模指标与专利资本存量之间存在明显的正相关关系。然而,从图 2 来看,省域层面上的金融发展效率与专利资本之间存在负相关的关系。分产业来看,制造业金融发展效率和第三产业金融发展效率与专利资本存量之间存在弱的正相关关系(图 3 和图 4) 。正如 Pesaran(2007) 所揭示的,在宏观经济序列中,普遍存在横截面数据样本序列的相关性问题,因此他提出了基于宏观经济序列的 CD 检验,以反映面板时间序列数据中横截面数据存在的相关性。为了检验这些特征性变量的空间相关性,这里我们又分别计算了金融发展的规模与效率指标的空间相关性统计量 Moran 指数和 Geary's C 统计量,如表 1 所示。

表 1 表明,我们所分析的模型中的特征性变量,如金融发展效率与金融发展规模指标,存在明显的横截面相关性与空间相关性,所有的 CD 检验都拒绝了横截面相互独立的假设。专利申请存量、科研经费投入和科研人员数量等指标,都存在空间自相关性,所有检验指标都是高度显著的。这成为我们进一步采用空间计

①这里参考了 Abreau(2005) 的研究,空间依赖性截止距离采用逐步试验的方法,经过试验发现 800km 的空间依赖性的截止距离较为合理。

②这里我们虽然构建了三个空间加权矩阵,但是经过实证研究发现,这三个空间加权矩阵实证得到的回归参数的标准差和回归系数并没有存在明显差异,而从经济含义上考虑,基于区域间的投入产出表的空间加权矩阵更符合经济含义,因此本文的空间加权矩阵都是基于这一矩阵展开的。

③为了削弱相关变量存在的异方差对变量相互关系的影响,这里绘制的图形都对相关变量取了对数。

量经济模型估计的基础。

表 1 金融发展的效率与规模指标的空间相关性检验

变量名称	CD 检验	Moran 检验	Geary's C 检验
$\ln pstock_{it}$	18.42 ***	0.43 ***	0.86 *
$\ln expen_{it}$	12.94 ***	0.32 ***	0.84 **
$\ln hum_{it}$	11.43 ***	0.24 ***	0.75 ***
$\ln F_{it}$	15.29 ***	0.51 ***	0.78 ***
$\ln eff_{it}$	10.22 ***	0.43 **	0.52 ***
$\ln manu_{it}$	12.84 ***	0.46 **	0.69 ***
$\ln commer_{it}$	10.24 **	0.39 ***	0.63 ***
$\ln MA_{it}$	10.05 ***	0.21 ***	0.17 ***

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著。

四、实证分析结果

(一) 目标变量的平稳性检验

公式(6) 是面板数据模型的典型形式,通常其基本的估计方法基于面板数据模型的固定效应,或者随机效应模型的估计方法。正如我们在前面的理论模型分析中提及的,应用知识与创新资本水平、研发投入水平、金融发展程度与知识产权保护程度这些宏观经济变量进行面板数据模型分析时,首先要进行数据平稳性检验。因此表 2 采用第一代与第二代面板单位根检验的方法,检验了 h_{it} 、 F_{it} 、 eff_{it} 、 $manu_{it}$ 、 $commer_{it}$ 数据序列的平稳性。

表 2 第一代和第二代面板单位根检验结果

变量名称	第一代面板单位根检验			第二代面板单位根检验		
	滞后阶数	IPS	Madala 和 Wu	滞后阶数	CIPS	Bai 和 Ng
$\ln pstock_{it}$	$lags(0)$	20.305	1.557	$lags(0)$	-4.84	-11.82
	$lags(1)$	-11.701 ***	253.489 ***	$lags(1)$	-3.25 ***	-1.85 ***
	$lags(2)$	-10.242 ***	150.164 ***	$lags(2)$	3.237	-1.63 ***
$\ln expen_{it}$	$lags(0)$	11.692	4.052	$lags(0)$	-7.712	-12.36
	$lags(1)$	-5.333 ***	132.701 ***	$lags(1)$	-3.082 ***	-0.42 ***
	$lags(2)$	-3.303 ***	46.719 ***	$lags(2)$	8.537 ***	-1.43 ***
$\ln hum_{it}$	$lags(0)$	11.834	6.779	$lags(0)$	-2.526	-20.35
	$lags(1)$	-9.970 ***	261.997 ***	$lags(1)$	3.47 ***	-1.96 ***
	$lags(2)$	-6.940 ***	147.001 ***	$lags(2)$	4.612 ***	-0.34 ***
$\ln F_{it}$	$lags(0)$	-0.415	2.091	$lags(0)$	-8.681	-0.63
	$lags(1)$	-6.741 ***	180.312 ***	$lags(1)$	-2.713 ***	-12.24 **
	$lags(2)$	-2.712 *	82.274 ***	$lags(2)$	2.549 ***	-11.32 **
$\ln eff_{it}$	$lags(0)$	-2.742 ***	302.24 ***	$lags(0)$	-0.623	-0.213
	$lags(1)$	-6.602 ***	102.127 ***	$lags(1)$	2.098 ***	-0.324 **
	$lags(2)$	-4.652 ***	98.528 ***	$lags(2)$	3.512 ***	-2.724 *
$\ln manu_{it}$	$lags(0)$	-14.893 ***	414.873 ***	$lags(0)$	-0.516 *	-0.213
	$lags(1)$	-5.532 ***	151.623 ***	$lags(1)$	-4.648 ***	-11.97 **
	$lags(2)$	-3.342 ***	102.253 ***	$lags(2)$	10.236 ***	-10.65 **
$\ln commer_{it}$	$lags(0)$	-14.078 ***	390.456 ***	$lags(0)$	-1.226	-2.03
	$lags(1)$	-5.937 ***	171.975 ***	$lags(1)$	5.192 ***	-7.24 ***
	$lags(2)$	-3.248 ***	93.363 ***	$lags(2)$	11.147 ***	-10.98 **
$\ln MA_{it}$	$lags(0)$	-12.34 ***	372.89 ***	$lags(0)$	-10.24 ***	-7.21 ***
	$lags(1)$	-10.10 ***	325.21 ***	$lags(1)$	-11.89 ***	-13.21 **
	$lags(2)$	-7.94 ***	338.02 ***	$lags(2)$	-13.51 ***	-2.21 **

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著, $lags(0)$ 、 $lags(1)$ 、 $lags(2)$ 分别代表原序列、一阶滞后项和两阶滞后项。CIPS 及 Bai 和 Ng 的第二代单位根检验,都假设只有一个共因素,并且检验都包含了截距项和时间趋势项。

第一代单位根检验,如 Maddala 和 Wu(1999)、Im 和 Pesaran(2003) 面板单位根检验,都假定横截面个体彼此相互独立。然而,正如我们所做的 CD 检验和 Moran、Geary's C 检验所表明的,这些宏观经济序列中横截面个体之间存在明显的相关关系,这使得第一代面板单位根检验得到的结果并不稳健。第二代面板单位

根检验,则充分考虑到了横截面的相关性,将各个横截面个体所面临的随机冲击和共因素(Common Factor)都充分考虑进去,使得宏观经济变量平稳性检验变得更加有效。这方面的检验,主要有 Bai 和 Ng(2004) 提出的共因素面板单位根检验(PANIC) 和 Pesaran(2007) 提出的面板共因素框架下的增广的面板单位根检验(CIPS),检验结果如表 2 所示。正如前文所描述的,我们实证研究的特征性变量存在明显的时间趋势,因此这里所有的检验,都包含了时间趋势项和截距项。

表 2 中的第一代面板单位根检验表明, $\ln pstock_{it}$, $\ln expen_{it}$, $\ln hum_{it}$, $\ln F_{it}$ 是一阶单整序列, $\ln eff_{it}$, $\ln manu_{it}$, $\ln commer_{it}$, $\ln MA_{it}$ 是平稳序列。然而,当我们考虑到横截面相关性时,正如第二代面板单位根检验 CIPS 及 Bai 和 Ng 检验结果所表明的, $\ln eff_{it}$, $\ln commer_{it}$ 是一阶单整序列,其他变量的检验结果与第一代面板单位根检验结果相同。显然,如果直接基于这些变量进行回归,会产生虚假回归(spurious regression) 问题。

(二) 金融发展与研发创新的协整检验

由于我们所分析的目标变量单整阶数并不相同,因此这里采用协整检验的方法,分析变量之间是否存在稳定的长期关系。协整检验方面, Westerlund(2007) 构建了误差修正模型状态下面板协整关系检验。该检验充分考虑到了面板中横截面数据样本的相关性,这一点与前文进行的空间相关性检验、CD 检验相互印证,是对以往的面板协整检验,如 Pedroni(2004) 检验的修正^①。具体而言,检验方法划分为两种类型,分别是基于单个个体的协整检验(G_a) 和基于面板总体的协整检验(P_a) ,面板协整检验方程如下所示:

$$\Delta \ln A_{it} = c_i + \alpha_{0i} (\ln A_{i,t-1} - b_i \ln indep_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta \ln A_{i,t-j} + \sum_{j=-q_i}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta \ln indep_{i,t-j} + u_{it} \quad (15)$$

其中 α_{ij} 、 γ_{ij} 分别代表被解释变量与解释变量滞后项前的回归系数, u_{it} 代表随机误差项。 $\ln indep_{it}$ 代表模型中我们引入的研发投入、金融发展规模与效率等控制变量。 Westerlund(2007) 关于个体检验(G_a) 的原假设是 $b_i = 0$,即目标变量之间不存在协整关系,面板的总体协整检验(P_a) 假设是误差修正系数 $b_i = b = 0$,即目标变量之间不存在协整关系。

正如模型(8) 所描述的,当存在空间效应的影响时,变量之间的误差修正机制会发生明显的变化。融入空间因素作用下的误差机制如下:

$$\ln A_{it} = \alpha_i + \beta \ln indep_{it} + \theta \ln A_{it}^* + \delta \ln indep_{it}^* + u_{it} \quad (16)$$

其中 $\ln A_{it}^*$ 、 $\ln indep_{it}^*$ 分别代表空间滞后项。如果在空间因素的作用下,专利资本存量与其影响因素变量 $\ln indep_{it}$ 存在协整关系,则有 $u_{it} \sim I(0)$,即残差项是平稳序列。以模型(15) 为基础,建立空间因素作用下的误差修正模型(SpECM) 如下:

$$\Delta \ln A_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_1 \Delta \ln A_{i,t-1} + \alpha_2 \Delta \ln indep_{i,t-1} + \alpha_3 \ln A_{i,t-1}^* + \alpha_4 \ln indep_{i,t-1}^* + \alpha_5 u_{i,t-1} + \alpha_6 u_{i,t-1}^* + e_{it} \quad (17)$$

α_5 、 α_6 是反映空间效应影响的误差修正项,如果 α_5 、 α_6 均是小于零的数,则表明专利资本存量与其影响因素之间存在长期的协整关系。在公式(17) 的空间误差修正模型估计方面,由于空间滞后项的存在,采用 OLS 回归会产生明显的估计偏差。空间面板的 Durbin 模型估计,通常需构建极大似然函数,得到空间自回归系数及其标准差。空间滞后变量等内生性变量的存在,使得面板的 GMM 估计也能够提供参数的有效估计量, Kukenova 和 Monterio(2009) 通过蒙特卡罗模拟的方法证实,空间 GMM 估计与空间 ML 估计相比,在小样本情况下,得到的参数估计量更为有效,因此对于 SpECM 的估计,我们也同样使用了 GMM 的估计方法。基于模型(15) 和模型(17),我们对于金融发展效率、金融发展规模与研发创新之间的协整关系进行了检验,检验结果分别如表 3 和表 4 所示。

表 3 的 Westerlund 检验结果表明,在省域层面上,专利资本存量与金融发展的规模指标、金融发展的效率指标以及一个省份的市场潜能(MA) 之间存在长期的协整关系,说明金融发展的规模与效率是影响省份层面上专利资本存量的重要因素。显然,从检验功效上来看, Pedroni(2004) 的协整检验得到的相应的概率值都明显小于 Westerlund(2007) 的面板协整检验的效率值。但从检验值来看,所有的检验都接受金融发展与

^①这里为了进行比较,我们也对目标变量进行了 Pedroni(2004) 方法的协整检验。其中给出了四个检验值(如表 3 所示) 及分别基于横截面数据和整体数据的协整检验。

研发创新之间存在协整关系的原假设。这进一步证实了协整检验结论的稳健性。

表 3 金融发展与研发创新的面板协整检验

协整检验类型	检验	检验值	检验临界值	检验临界值 ^a
Westerlund(2007) 协整检验	G_t	-9.762	0.0015 ***	0.0024 ***
	G_a	-2.964	0.0032 ***	0.0028 ***
	P_t	-7.656	0.0017 ***	0.0002 ***
	P_a	-2.256	0.00028 ***	0.0052 ***
Pedrioni(2004) 协整检验	$\tilde{Z}_t$	4.512	0.683 ***	-
	$\tilde{Z}_p$	3.012	0.855 ***	-
	Z_t	-3.001	0.720 ***	-
	Z_p	-1.341	0.013	-

注: 检验临界值^a 是通过 500 次自举得到的, Pedrioni(2004) 面板协整检验中详细介绍了基于总体面板和基于面板横截面个体的各个检验统计量。*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著。

表 4 将显性的空间因素纳入误差修正模型的分析中。非空间 FEM 模型是非空间的固定效应模型, 空间 SDM_ML 模型和空间 SDM_GMM 模型分别采用极大似然估计和广义矩估计方法对模型(17) 进行了估计。从估计结果来看, 在面板的固定效应条件下, 得到的空间误差修正系数为正值, 显然这与协整检验的结果相违背。充分考虑空间溢出效应的影响, 即空间面板的 ML 估计和空间面板的 GMM 估计, 得到的误差修正项的系数为负, 这表明存在金融发展、研发创新之间的空间误差修正机制。进行空间面板的误差修正模型(SpECM) 估计的同时, 对残差进行了空间自相关检验, 检验结果在表 4 的最后一列给出, 非空间面板的固定效应估计的残差明显存在空间自相关, 并且高度显著。空间面板的 ML 和 GMM 估计得到的残差都不存在空间自相关。空间面板的模型形式识别检验, 即表 4 中的 LM 检验值表明, 模型(8) 的空间 Durbin 模型的拟合优度比广义空间模型更好, 它能够揭示金融发展与研发创新之间的空间相互作用机制。空间误差修正系数方面, 空间面板的 GMM 估计得到的参数估计明显优于空间 ML。误差修正的影响效应方面, 省域层面上的研发投入水平、人力资本投入是影响创新产出的首要因素, 其次是市场潜能和金融发展规模。空间误差修正模型的估计结果表明, 空间邻近的省份在研发投入、金融发展的规模与效率等方面, 具有显著的空间相互作用机制, 这进一步证实了研发创新的空间溢出机制的存在。

表 4 空间影响效应下的面板协整检验

被解释变量 $\ln pstock_{it}$	非空间 FEM 模型	空间 SDM - ML 模型	空间 SDM - GMM 模型
$\Delta \ln expen_{it}$	0.232 **	0.325 ***	0.462 ***
$\Delta \ln hum_{it}$	0.102 **	0.212 ***	0.207 **
$\Delta \ln F_{it}$	0.107 ***	0.152 ***	0.268 ***
$\Delta \ln eff_{it}$	-0.011 ***	-0.005 **	-0.021 **
$\Delta \ln manu_{it}$	0.014 *	0.014 *	0.048 **
$\Delta \ln commer_{it}$	0.029 ***	0.024 *	0.038 **
$\Delta \ln MA_{it}$	0.102 ***	0.198 **	0.208 ***
$\Delta^* \ln expen_{it}$	0.0002 *	0.008 *	0.011 **
$\Delta^* \ln hum_{it}$	0.013 **	0.0092 *	0.020 **
$\Delta^* \ln eff_{it}$	0.0013	0.0012	0.011 **
$\Delta^* \ln manu_{it}$	0.0065	0.0001	0.065 *
$\Delta^* \ln MA_{it}$	0.0037 *	0.0123 *	0.0018 ***
$u_{i,t-1}$	0.0065 *	-0.054 *	-0.174 ***
$^* u_{i,t-1}$	0.0068	-0.0065 ***	-0.211 ***
残差的空间自相关检验	15.768 ***	0.0024	0.0001
空间面板的模型识别的 LM 检验	-	165.08 *** (0.00062)	170.54 *** (0.0002)

注: 所有加* 的变量都代表空间滞后项。***、**、* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著。

(三) 金融发展与研发创新的长期关系

专利资本有一个不断累积增长的过程, 这种累积的长期动态关系能够用下式的自回归分布滞后模型

(ARDL) 来描述:

$$\Delta \ln A_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln A_{it-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \ln indep_{it-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_{ij}^* \Delta \ln A_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* \Delta \ln indep_{it-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

其中 $\gamma_{ij}^* = \sum_{m=j+1}^p \gamma_{im}$ ($j=1, \dots, p-1$), $\delta_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^q \beta_{im}$ ($j=1, \dots, q-1$), p, q, k 代表滞后阶数。

$\ln indep_{it}$ 代表专利资本的影响因素变量,即我们所分析的金融发展的规模指标($\ln F_{it}$)、金融发展的效率指标($\ln eff_{it}$, $\ln manu_{it}$, $\ln commer_{it}$)和专利生产的投入指标($\ln expen_{it}$, $\ln hum_{it}$)以及省份层面的市场潜能指标($\ln MA_{it}$)。我们所分析的目标变量之间存在长期的协整关系,因此如式(18)的ARDL模型,可基于DOLS进行估计。Mark和Sul(2003)的研究表明,面板的DOLS得到的参数估计更为有效,并且DOLS估计充分考虑到我们所估计的区域层面上金融发展等指标的空间相关性和空间溢出效应。为了综合比较中国不同区域层面上金融发展对创新产出的差异性,这里我们对省域层面上的数据进行了划分,按照东、中、西的区域经济发展板块,分别估计了金融发展与创新产出之间的长期关系,估计结果如表5所示。

表5表明,就全部区域而言,金融发展规模具有显著的创新产出的促进效应,而金融发展效率则具有负效应。但分区域而言,金融发展的规模与效率的创新产出效应具有明显差异。总体而言,金融发展规模的创新促进效应,东部省份明显高于中部和西部省份,其弹性系数分别为0.505、0.268和0.105。金融发展效率的创新产出总体效应为负值(见回归模型(1)),弹性系数为-0.156,分区域而言,金融发展效率的区域创新产出效应在中部六省份的效应为正,但是影响效应要低于东部省份,弹性系数为0.117。对于西部地区的省份而言,金融发展的效率指标的影响效应为负,弹性系数为-0.0262。细分产业而言,金融发展的分产业影响效应中,制造业的金融发展效应要明显优于服务业的创新产出效应,并且区域之间存在明显差异。

表5 基于DOLS估计的金融发展与研发创新的长期关系

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	全部样本	东部地区	西部地区	中部地区
	$\ln pstock_{it}$	$\ln pstock_{it}$	$\ln pstock_{it}$	$\ln pstock_{it}$
$\ln expen_{it}$	0.210 *** (9.452)	0.272 *** (8.162)	0.552 *** (10.032)	0.228 *** (12.82)
$\ln human_{it}$	0.205 *** (12.152)	0.475 *** (11.005)	0.124 *** (8.293)	0.175 *** (16.54)
$\ln F_{it}$	1.012 *** (14.21)	0.505 *** (9.450)	0.105 *** (7.329)	0.268 *** (10.542)
$\ln eff_{it}$	-0.156 *** (-9.087)	0.721 *** (10.062)	-0.0262 *** (-15.02)	0.117 *** (8.42)
$\ln manu_{it}$	0.305 *** (10.02)	0.687 *** (10.052)	0.0840 * (1.672)	0.0337 *** (9.65)
$\ln commer_{it}$	-0.0101 *** (-8.262)	0.121 *** (19.234)	-0.0421 (-0.0054)	-1.125 *** (-12.052)
$\ln MA_{it}$	2.052 *** (40.072)	1.232 *** (30.022)	0.115 *** (19.75)	0.024 *** (20.142)
观测值个数	609	273	210	126
调整 R ²	0.737	0.828	0.787	0.634
横截面个数	29	13	10	6

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著。

五、结论与政策启示

区域层面上金融发展与研发创新产出之间存在明显的长期协整关系。对于区域的创新产出而言,研发资金投入、研发人力资本投入是必要的前提,而区域金融发展的规模和效率也是影响区域创新产出的重要因素,但是分区域而言金融发展的效率与规模对于区域创新产出的影响效应并不相同。区域金融发展规模具有显著的创新促进效应,这说明基于内生增长理论的研究框架能够揭示中国区域层面上创新产出的来源,创

新产出进一步引致了区域层面上的技术深化。金融发展的效率指标的总体创新效应为负,但是分区域的差异则尤为明显,东部地区、中部地区省份金融发展的效应显著为正,而西部地区省份金融发展效率指标的效应为负。说明对于广大的西部地区省份而言,金融发展效率还不能为西部省份的创新产出提供融资来源,进而间接影响了西部地区省份的技术深化,这也成为形成我国不同区域之间发展差异的重要原因。

分产业而言,虽然制造业金融发展效率对于所有区域而言都存在显著的创新促进效应,但是在第三产业,金融发展效率的区域差异非常明显,在中西部地区,该参数的效应明显为负,说明对于中西部地区省份的服务业企业而言,如何进一步通过融资来实现产业的技术升级变得尤为重要。金融发展的效率对于产业发展而言,具有“涟漪效应”,通常中西部地区的中小企业是生产型与服务型服务业的主体,而它们由于自身条件的限制,在正规的金融机构难以获得资金来源,从而限制了企业的技术创新,进一步阻碍了相关制造业产业的发展与技术深化。因此,中西部地区的金融发展应更加注重金融发展效率的提升和培育为中小企业提供融资来源的金融中介和金融工具。我们的空间计量经济学模型估计表明,金融发展的效率与规模的创新效应,具有较强的空间依赖性和空间溢出效应,这也为进一步深化东部地区与中、西部地区的金融合作提供了理论依据。

市场潜能作为控制变量也具有显著的创新促进效应。依据新经济地理理论,市场潜能代表了经济发展的区际联系程度,这是通过国际贸易及区际贸易实现的,现有的关于创新与技术溢出方面的研究已逐渐关注国外贸易与国内贸易的研发创新效应,市场潜能指标的构建表明贸易所带来的创新效应是显著存在的,但它所带来的效应在区际间仍然存在明显差异(如表5所示),这与中西部地区金融发展规模与效率的创新效应差异基本一致。因此通过加强区际以及国际贸易联系,促进中西部地区省份的技术引进与研发创新,共享知识技术溢出效应,是缩小区域经济发展的技术差距以实现区域经济协调发展的关键。东、中、西部地区在金融发展的效率与规模上的差异在一定程度上也映射出不同区域之间在金融结构上的发展差异,金融结构的区域技术深化影响机制还有待于进一步研究。此外由于数据资料的限制,我们没有从微观产业及企业层面上进一步揭示金融发展的规模与效率的技术创新效应以及空间溢出效应的实现机理,这也将是进一步深化研究的方向。

参考文献:

1. 白锐锋,2011:《山东省金融发展与经济增长的相互关系研究》,《山东社会科学》第3期。
2. 李林、丁艺、刘志华,2011:《金融集聚对区域经济增长溢出作用的空间计量研究》,《金融研究》第5期。
3. 师文明、王毓槐,2010:《金融发展对技术进步影响的门槛效应检验——基于中国省际面板数据的实证研究》,《山西财经大学学报》第9期。
4. 赵勇、雷达,2010:《金融发展与经济增长:生产率促进抑或资本形成》,《世界经济》第10期。
5. 沈坤荣、张成,2004:《金融发展与中国经济增长——基于跨地区动态数据的实证研究》,《管理世界》第7期。
6. 解维敏、方红星,2011:《金融发展、融资约束与企业研发投入》,《金融研究》第5期。
7. 李善同、齐舒畅、许召元,2010:《2002年中国地区扩展投入产出表——编制与应用》,经济科学出版社。
8. 张军、金煜,2005:《中国的金融深化和生产率关系的再检验:1987-2001》,《经济研究》第11期。
9. 吴延兵,2008:《自主研发、技术效率与生产率——基于中国地区工业的实证研究》,《经济研究》第8期。
10. 张海洋,2005:《R&D两面性、外资活动与中国工业生产率增长》,《经济研究》第5期。
11. Abreu, M., and R. Florax. 2005. "Space and Growth: A Survey of Empirical Evidence and Methods." *Région et Développement*, 21(1): 13-44.
12. Aghion, P., and P. Howitt. 2005. "The Effect of Financial Development on Convergence: Theory and Evidence." *Quarterly Journal of Economics*, 120(1): 173-222.
13. Aghion, P., and P. Howitt, 2009. *The Economics of Growth*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
14. Ang, J. B. 2010a. "Finance and Inequality: The Case of India." *Southern Economic Journal*, 76(3): 738-761.
15. Ang, J. B. 2010b. "Research, Technological Change and Financial Liberalization in South Korea." *Journal of Macroeconomics*, 32(1): 457-468.
16. Ang, J. B., and J. B. Madsen. 2011. "Can Second-Generation Endogenous Growth Models Explain Productivity Trends and Knowledge Production in the Asian Miracle Economies?" *Review of Economics and Statistics*, 93(4): 1360-1373.
17. Apergis, N., and C. Economidou. 2009. "International Technology Spillover, Human Capital and Productivity Linkages: Evidence from the Industrial Sector." *Empirica*, 36(2): 365-387.

18. Aziz, J. , and C. Duenwald. 2002. "Growth – Financial Intermediation Nexus in China . " IMF Working Paper 194.
19. Bai, J. , and S. Ng. 2004. "A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration. " *Econometrica*, 72(4) : 191 – 221.
20. Blackburn, K. , and V. T. Y. Hung. 1998. "A Theory of Growth, Financial Development and Trade. " *Economica*, 65(257) , 107 – 124.
21. Bottazzi, L. , and G. Peri . 2007. "The International Dynamics of R&D and Innovation in the Long Run and in the Short Run. " *Economic Journal*, 117(518) : 486 – 511.
22. Eaton, K. , and S. Kortum. 2002. "Technology, Geography and Trade. " *Econometrica*, 70(5) : 1741 – 1779.
23. Griffith, Rachel, Stephen Redding, and John Van Reenen. 2004. "Mapping the Two Faces of R&D: Productivity Growth in a Panel of OECD Industries. " *The Review of Economics and Statistics*, 86(4) : 883 – 895.
24. Grossman, G. , and E. Helpman. 1991. *Innovation and Growth in the Global Economy*. MIT Press, Cambridge.
25. Ha, J. , and P. Howitt. 2007. "Accounting for Trends in Productivity and R&D: A Schumpeterian Critique of Semi – endogenous Growth Theory. " *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(4) : 733 – 774.
26. Keller, W. 2002. "Geographic Localization of International Technology Diffusion. " *American Economic Review*, 92(1) : 120 – 142.
27. Im, K. , and M. Pesaran. 2003. "Testing for Unite Roots in Heterogeneous Panels. " *Journal of Econometrics*, 115(1) : 53 – 74.
28. Kukenova, M. , and J. Monteiro . 2009. "Spatial Dynamic Panel Model and System GMM: A Monte Carlo Investigation. " Mimeo, University of Lausanne.
29. O' Donoghue, T. , and J. Zweimüller . 2005. "Patents in a Model of Endogenous Growth. " *Journal of Economic Growth*, 9(1) : 81 – 123.
30. Madsen, J. 2008. "Semi – endogenous versus Schumpeterian Growth Models: Testing the Knowledge Production Function Using International Data. " *Journal of Economic Growth*, 13(1) : 1 – 26.
31. Maddala, G. , and S. Wu. 1999. "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. " *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(Special Issue) : 631 – 652.
32. Mark, N. C. , and D. Sul. 2003. "Cointegration Vector Estimation by Panel DOLS and Long – run Money Demand. " *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65(5) : 655 – 680.
33. Pesaran, M. H. 2007. "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross – section Dependence. " *Journal of Applied Econometrics*, 22(2) : 265 – 312.
34. Pedroni, P. 2004. "Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis. " *Econometric Theory*, 20(3) : 597 – 625.
35. Romer, P. 1990. "Endogenous Technological Change. " *Journal of Political Economy*, 98(5) , S71 – 102.
36. Westerlund, J. 2007. "Testing for Error Correction in Panel Data. " *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6) : 709 – 748.

Financial Development, R&D Innovation and Regional Technology Deepen

Zhang Zhiqiang

(The Institute of Regional and Urban Economics of Nankai University)

Abstract: Based on Endogenous economic growth theory, this paper proposes a financial development, R&D innovation and regional technology deepen empirical research framework. Using the panel cointegration and spatial econometrics methods, this paper demonstrates the existence of long – run cointegrated relationship between financial development which is measured in terms of scale and efficient and regional innovation effect by the means of spatial error correction model(SpECM) and panel DOLS model. These empirical results indicates that both the scale and efficient of financial development have statistically significant positive effect on regional innovation while the difference between individual region such as east, middle and west regional province of China are quite prominent. The west region is still lag behind than other regions of China . Its effect on individual industry is also quite low compare to other regions. SpECM model provides further evidence that there are significant spatial correlation and spatial spillover effect of financial development scale and efficiency. Furthermore, it has pivotal importance for improving the technology of service industry in middle and western province by the means of financial development. Strengthen inter – regional and international trade linkage, encouraging technology introduction and innovation for individual province which can share the spillover effect are effective measures for curbing regional disparity and realize harmonious development at regional level.

Key Words: Financial Development Scale; Financial Development Efficiency; SpECM; Panel Cointegration

JEL Classification: E44, P43

(责任编辑: 陈永清)