

金融发展与技术创新:中国的经验证据*

陈志刚¹ 郭 帅²

(1. 武汉大学经济发展研究中心; 2. 武汉大学中国中部发展研究院)

摘 要: 运用中国 30 个省份 1997—2010 年的面板数据, 本文分别实证考察股票市场与信贷市场发展对以专利授权度量的技术创新的影响。我们的基本估计结果显示, 股票市场的发展会促进技术创新, 而信贷市场的发展则阻碍技术创新。在将内生性或因果倒置问题纳入考虑后, 我们的 Granger 因果检验表明, 前期的金融发展会影响其后的技术创新, 而前期的技术创新与其后的金融发展则没有实质联系。进一步, 本文使用中国省级层面金融深化和经济发展异质性截面数据来检验金融发展对技术创新的影响, 并得出在金融深化程度较高或经济发展相对落后的地区, 金融发展对技术创新影响力度更大的结论。此外, 对技术创新的代理变量(国家科学技术进步奖数量增长), 我们的基本结论也是稳健的。

关键词: 金融发展; 技术创新; 专利授权

中图分类号: F061.3 **文献标识码:** A

一、引 言

技术创新是一个国家长期经济增长和国际竞争力的重要基础。Porter (1992) 指出, 只有不断进行技术创新、升级竞争优势, 一国才能实现长期增长和国际竞争力的提升, 而技术创新和优势升级则源于有形资产和无形资产的持续投资。Schumpeter (1911) 认为, 通过融通资金、评估项目、分散风险、监督经理人和便利交易等基本功能, 金融发展在一国的技术创新进程中发展着极其重要的作用。

然而, 大量国外文献认为, 信贷市场发展可能会阻碍技术创新。Stiglitz (1985) 认为,

* 本文是教育部重大课题攻关项目“后金融危机时期我国经济发展方式研究”(10JZD0016)、教育部人文社科研究项目“金融自由化对中国贫困的影响途径与数量测度”(11YJA790015)、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“中国经济结构与经济发展方式转变研究”(12JJD790002)的阶段性成果, 并得到武汉大学“70后”学者学术发展计划的资助。

债务合约的结构并不很适合收益不确定、不稳定的创新型公司。Hellwig (1991) 和 Rajan (1992) 论证了有实力的银行经常通过索取信息租金等方式来扼杀技术创新。通过获取公司内部信息,有实力的银行可以索取信息租金,占有企业大部分的利润,从而失去了为创新项目提供信贷的激励。Weinstein 和 Yafeh (1998), Morck 和 Nakamura (1999) 进一步研究认为,信贷市场对保守的投资具有与生俱来的偏好,并阻碍企业技术创新活动。相反,股票市场则给予企业更多的灵活性来投资技术创新,鼓励企业投资不确定但可能具有突破进展的创新活动。Brown、Fazzari 和 Petersen (2009), Brown、Martinsson 和 Petersen (2010) 认为,与信贷市场不同,因为股票持有者能够分享技术创新成功的收益,股票市场具有更强烈的动机去激励企业投资不确定但可能具有突破进展的技术创新活动;并且,发行股票筹资不需要抵押品,也不会增加企业的财务负担,这些对技术创新型企业尤为重要。通过一个非迭代的模型,Feicht, Huang & Martin (2008) 对金融中介与金融市场的功能进行比较研究发现,金融中介能够以更低的成本满足客户的流动性需求,但不利于将资金引导到研究与开发 (R&D) 项目;所以,市场主导型的金融体系可能更有利于一国的技术创新。

国内学者对金融发展与技术创新关系的研究起步较晚,而且笼统地将金融发展作为一个整体进行研究,并未分别测算信贷市场、股票市场的发展对技术创新的影响,只有部分文献分析了信贷市场和股票市场对技术创新的影响差异。从金融功能出发,孙伍琴 (2004) 分析了不同的金融结构对技术创新的影响,认为银行中介不适合为高科技产业融资,而金融市场则更能支持技术创新。王莉、余德容 (2007) 则从信息、风险和公司治理三个角度,对市场主导型和银行主导型的金融结构影响技术创新活动的差别进行比较研究,认为两种金融结构并没有绝对的差别,一国的技术创新需要多元化的金融结构和金融整体发展水平的支持。徐玉莲、王宏起 (2011) 采用小样本可靠的Bootstrap仿真方法,对1994—2008年我国金融发展与技术创新进行Granger因果关系的实证检验发现,我国金融体系框架中风险投资发展对技

术创新具有积极的促进作用，股票市场发展对技术创新具有一定正影响，而银行与债券市场发展对技术创新均无明显促进作用。

本文的基本初衷就是，运用中国省级面板数据实证检验金融发展对技术创新的作用；并且，在研究过程中，区分股票市场和信贷市场对技术创新造成的不同影响。在一定程度上，本文在做两个方面的尝试：(1)从法律 (Acharya and Subramanian, 2009)、产品市场竞争 (Aghion et al., 2005)、对失败的容忍态度 (Tian and Wang, 2010) 和产权制度 (Aghion, Van Reenen and Zingales, 2009) 等角度，学者们对技术创新的决定与影响进行了系统研究。本文尝试从新的角度实证考察金融发展对中国技术创新的作用；(2)大量的金融发展文献论证了金融发展和经济增长之间存在密切的联系 (King and Levine, 1993; Levine and Zervos, 1998; Rajan and Zingales, 1998; Beck, Levine, and Loayza, 2000; Beck and Levine, 2002)；但是，金融发展通过哪些渠道影响经济增长的实证研究相对较少。本文尝试探讨金融发展促进经济增长的技术创新渠道及中国的经验证据。

二、变量选择及统计描述

(一) 变量选择

1、技术创新变量

以各省年度的专利申请授权数量为基础的，本文以 (1) 式度量 i 省第 t 年的技术创新水平，其中 $patent_{i,t}$ 代表在 i 省第 t 年拥有的专利数量。

$$\Delta ProvinceTech_{i,t} = \ln(1 + patent_{i,t}) - \ln(1 + patent_{i,t-1}) \quad (1)$$

2、金融发展变量

在现有的文献中，通常以信贷和股票市场总额占 GDP 的比值计算一国或地区的金融发展水平 (Rajan and Zingales, 1998)。因为旨在区分和分别考察股票市场和信贷市场对技术创新所造成的不同影响，本文构建两个金融发展变量。

(1) 股票市场发展变量。本文以各省上市公司年度股票筹资额为基础度量股票市场发展水平，即 i 省第 t 年上市公司筹集资金净额与该省同年 GDP 比值的自然对数。

$$Equity_{i,t} = \ln(1 + GPCZ_{i,t} / GDP_{i,t}) \quad (2)$$

(2) 信贷市场发展变量。本文以各省年度信贷总额为基础度量信贷市场发展水平，即 i 省第 t 年的银行信贷与该省同年 GDP 比值的自然对数。

$$Credit_{i,t} = \ln(BankCredit_{i,t} / GDP_{i,t}) \quad (3)$$

3、其他控制变量

(1) 研究与开发支出增长 ($\Delta R \& D_{i,t}$)。它被定义为 i 省第 t 年研究与开发总支出的自然对数减去 i 省第 t-1 年的相应值，即 $\ln(R \& D_{i,t}) - \ln(R \& D_{i,t-1})$ 。R&D 支出的规模和强度指标反映一国或地区的科技实力和核心竞争力，是技术创新的重要决定因素。

(2) 经济增长 ($\Delta GDP_{i,t}$)。它被定义为 i 省第 t 年 GDP 的自然对数减去 i 省第 t-1 年的相应值，即 $\ln(GDP_{i,t}) - \ln(GDP_{i,t-1})$ 。GDP 是衡量一国或地区经济状况的最佳指标，它不但反映一个地区的经济实力和表现，也会对技术创新产生重要的影响。

(3) 经济开放程度 ($Openness_{i,t}$)。它被定义为 i 省第 t 年的进出口总额占 GDP 比例的自然对数，即 $\ln[(Import_{i,t} + Export_{i,t}) / GDP_{i,t}]$ 。国际贸易是国际技术外溢的主要渠道与方式，且进出口贸易的技术外溢效应为大量实证研究所证实。

(4) 教育发展速度 ($Education_{i,t}$)。它被定义为 i 省第 t 年每万人在校大学生人数的自然对数减去第 t-1 年的相应值，即 $\ln(students_{i,t}) - \ln(students_{i,t-1})$ 。虽然技术创新的主体是企业，但是区域技术创新活动依赖于员工的教育程度。

(5) 城镇就业水平变化 ($Empoly_{i,t}$)。它被定义为 i 省第 t 年的就业率的自然对数减去 i 省第 t-1 年的相应值，即 $\ln(EmpolymentRate_{i,t}) - \ln(EmpolymentRate_{i,t-1})$ 。城镇就业水平变化反映了人力资本的实际利用程度，并影响区域技术创新的水平。

(6) 滞后一期的技术创新 ($\Delta ProvinceTech_{i,t-1}$)。基于知识积累和技术创新的延续性，我们将滞后一期的技术创新引入实证模型。

(二) 统计描述与分析

为保持数据的一致性，将重庆市归并于四川省，因此，本文主要涉及中国 1997—2010 年 30 个省(市、自治区)的面板数据。在截面实证分析中，我们将面板数据分别划分为 15 个高金融深化程度省份、15 个低金融深化程度省份两个组成部分，以及东部 11 省(市)、中部 8 省和西部 11 省(自治区)三个组成部分。本文的数据来源于中经网统计数据库、国信金太阳股票交易软件，相关年度的《中国统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》、《中国金融统计年鉴》、《各省市统计年鉴》，以及《新中国六十周年统计资料汇编》。本文对数据的统计分析和模型的实证估计均使用 Stata11 统计软件完成。

1、主要变量统计描述

对 $\Delta ProvinceTech$ 、 $Equity$ 、 $Credit$ 、 $\Delta R \& D$ 、 $Education$ 、 ΔGDP 、 $Openness$ 、 $Empoly$ 等变量指标进行统计描述，相关统计量及其结果见表 1。

表 1 主要变量的描述性统计结果

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
$\Delta ProvinceTech$	420	0.1489	0.1458	-0.3300	0.9008
$Equity$	420	0.1288	0.5562	-0.4980	0.7570
$Credit$	420	-0.1490	0.6895	-5.0510	2.0940
$\Delta R \& D$	420	0.0375	0.0342	0.0011	0.1684
$Education$	420	0.1460	0.2000	-1.9620	2.3590
ΔGDP	420	0.2310	0.3026	-0.4780	1.9160
$Openness$	420	-4.1720	1.7160	-11.1300	-1.4600
$Empoly$	420	0.0059	0.0171	-0.1651	0.2518

如表 1 所示，省级层面技术创新($\Delta ProvinceTech$)均值为 0.1489，标准差为 0.1458。股票市场发展 ($Equity$) 和信贷市场发展 ($Credit$) 均值分别为 0.1288 和 -0.1490，标准差分

别为 0.5562 和 0.6895 ,其中 *Credit* 负的均值可归因于对数线性形式。经济增长(ΔGDP) 和研究与开发支出增长($\Delta R \& D$)均值分别为 0.2310 和 0.0375 ,标准差为 0.3026 和 0.0342。 教育发展速度(*Education*)和经济开放程度(*Openness*)均值分别为 0.1460 和- 4.1720 , 标准差分别为 0.2000 和 1.7160 ,其中 *Openness* 负的均值同样也是因为对数线性形式。最后 , 平均的城镇就业水平变化(*Empoly*) 为 0.0059 , 标准差为 0.0171。

2、主要变量相关分析

进一步 , 对 $\Delta ProvinceTech$ 、 *Equity* 、 *Credit* 、 $\Delta R \& D$ 、 *Education* 、 ΔGDP 、 *Openness* 、 *Empoly* 等变量进行相关分析 , 省级层面技术创新与其他经济变量之间的相关系数矩阵见表 2。

表 2 主要变量的相关系数矩阵

Variable	Pairwise Correlation							
$\Delta ProvinceTech$	1							
<i>Equity</i>	0.064	1						
<i>Credit</i>	-0.004	-0.402	1					
$\Delta R \& D$	0.113	-0.013	0.165	1				
<i>Education</i>	0.056	-0.041	-0.037	-0.093	1			
ΔGDP	0.092	-0.015	0.055	-0.175	0.089	1		
<i>Openness</i>	0.081	-0.156	0.242	0.135	-0.051	0.087	1	
<i>Empoly</i>	0.046	-0.018	0.147	0.041	-0.098	-0.247	0.172	1

如表 2 所示 , 省级层面技术创新与股票市场、信贷市场发展之间存在一定相关性。 $\Delta ProvinceTech$ 与 *Equity* 之间的相关系数为 0.064 , $\Delta ProvinceTech$ 与 *Credit* 之间的相关系数为-0.004。因为 $\Delta R \& D$ 是技术创新的必须投入 , ΔGDP 则是一个地区经济实力的反映 ; 所以 , $\Delta R \& D$ 和 ΔGDP 与 $\Delta ProvinceTech$ 之间有较高的相关系数 , 分别为 0.113 和 0.092。*Education* 、 *Openness* 和 *Empoly* 也有利于技术创新 , 它们与 $\Delta ProvinceTech$ 的相关系数分别为 0.056、0.081 和 0.046。此外 , *Equity* 与 *Credit* 的相关系数为-0.402 , 说明信贷市场发展与股票市场之间存在一定的竞争替代关系。

三、实证分析过程

(一) 模型设定与方法

旨在考察金融发展对我国省份层面技术创新的影响，本文运用如下实证模型进行估计：

$$\begin{aligned} \Delta ProvinceTech_{i,t} = & \alpha + \beta_0 \Delta ProvinceTech_{i,t-1} + \beta_1 Equity_{i,t-1} + \beta_2 Credit_{i,t-1} \\ & + \beta_3 \Delta R \& D_{i,t-1} + \beta_4 Education_{i,t-1} + \beta_5 \Delta GDP_{i,t-1} + \beta_6 Openness_{i,t-1} \quad (4) \\ & + \beta_7 Employ_{i,t-1} + Province_i + Year_t + e_{i,t} \end{aligned}$$

由于出现了滞后被解释变量，对上述面板数据模型运用传统的最小二乘虚拟变量法 (LSDV) 得到的结果是有偏的。为避免这个潜在的偏误，选择合适的工具变量是十分必要的。Arellano 和 Bond (1991) 提出了用一阶差分 GMM (First Differenced GMM) 估计方法来解决。但是，Blundell 和 Bond (1998) 指出，一阶差分 GMM 估计方法容易受到弱工具变量的影响而得到有偏的估计结果。为克服弱工具变量的影响，Arellano 和 Bover (1995)、Blundell 和 Bond (1998) 提出了另一种更加有效的方法，即系统 GMM (System GMM) 估计方法。其具体做法是将水平回归方程和差分回归方程结合起来进行估计，在这种估计方法中，滞后水平作为一阶差分的工具变量，而一阶差分又作为水平变量的工具变量。

(二) 估计结果分析

运用中国 1997—2010 年 30 个省 (市、自治区) 的面板数据，对实证模型 (4) 进行系统 GMM 估计，估计结果见表 3。

表 3 模型的估计结果

被解释变量: $\Delta ProvinceTech_{i,t}$			
解释变量	(a)	(b)	(c)
α	0.143 ^{***} (11.44)	-0.086 ^{**} (-1.370)	0.304 ^{***} (2.29)
$Equity_{i,t-1}$	0.027 ^{**} (1.40)	0.024 ^{**} (1.28)	0.034 ^{***} (1.81)

$Credit_{i,t-1}$	-0.002* (0.87)	-0.013* (-0.53)	-0.049*** (-1.61)
$\Delta R \& D_{i,t-1}$		0.274* (0.55)	0.0341* (0.69)
$Education_{i,t-1}$		0.041** (1.01)	0.058** (1.45)
$\Delta GDP_{i,t-1}$		0.181*** (3.86)	0.140*** (2.29)
$Openness_{i,t-1}$			0.084*** (3.34)
$Empoly_{i,t-1}$			0.276* (0.53)
$\Delta ProvinceTech_{i,t-1}$	-0.251* (0.42)	-0.033* (-0.56)	-0.070* (-1.16)
Province dummy	Yes	Yes	Yes
Year dummy	Yes	Yes	Yes
R ²	0.735	0.768	0.812
Observation	390	390	390

注：***、**、*分别代表 1%、5%和 10%显著性水平；表中（·）内为 t 检验值。表 4-6 与此相同。

表 3 显示了系统 GMM 估计结果，其中被解释变量是每个省份年度技术创新。在只包含股票市场发展、信贷市场发展、滞后一期的技术创新、省份和年份虚拟变量的方程 (a) 中， $Equity_{i,t-1}$ 和 $Credit_{i,t-1}$ 的系数估计分别为 0.027 (t-统计值=1.40) 和 -0.002 (t-统计值= 0.87)。在方程 (b) 中，加入研究与开发支出增长、教育发展速度和经济增长， $Equity_{i,t-1}$ 和 $Credit_{i,t-1}$ 的系数估计分别变为 0.024 (t-统计值 = 1.40) 和 -0.013 (t-统计值= -0.53)。在方程 (c) 中，进一步加入经济开放程度和城镇就业水平变化， $Equity_{i,t-1}$ 的估计系数为正和统计显著，且大小升至 0.034 (t-统计值=1.81)， $Credit_{i,t-1}$ 的估计系数为负和统计显著，且大小下降为 -0.049 (t-统计值= -1.61)。根据方程 (3) 完整模型的估计结果，我们发现股票市场的发展对技术创新有正的影响，而信贷市场的发展对技术创新有负的影响；并且，股票市场筹资总额增加一个标准差会使我国省份层面技术创新增长 1.89%，而使银行信贷增加一个标准差会使我国省份层面技术创新下降 3.37%。此外，教育发展速度、经济开放程度和经济增长也有利于促进省份层面技术创新。一旦控制了其他变量，滞后一期的省份层面技术创新的估计系数为负，说明技术创新增长具有一定的均衡值回归特征。

(三) Granger 因果检验

在作出股票市场的发展促进创新、信贷市场的发展阻碍创新的判断之前，我们还需要考虑金融发展内生性问题。事实上，关于金融和增长之间因果关系方向性的争论由来已久 (Schumpeter, 1911; Robinson, 1952)。虽然通过使用滞后回归量作为工具变量，系统 GMM 估计将金融发展的内生性纳入考虑，但是仍然不能排除技术创新同时驱动同期的金融发展和未来的技术创新的可能性，并导致技术创新领先、金融发展滞后的关系。然而，上述可能在我们的实证中得不到支持，因为根据表 3 的系统 GMM 估计结果，滞后一期的技术创新对现期的技术创新回归系数是负值。

另一种因果倒置的可能是，一经济体如果拥有好的创新前景，就会促进金融市场的发展，从而为实现良好的创新前景提供必要资金，进而产生技术创新在先、金融发展在后的关系。为了排除这种可能，我们运用下列实证模型进行 Granger 因果检验 (Granger, 1969)。

$$Equity_{i,t} = c_0 + c_1 \Delta ProvinceTech_{i,t-1} + c_2 Equity_{i,t-1} + c_3 Credit_{i,t-1} + c_4 \Delta R \& D_{i,t-1} + c_5 Education_{i,t-1} + c_6 \Delta GDP_{i,t-1} + c_7 Openness_{i,t-1} + c_8 Employ_{i,t-1} + Province_i + Year_t + e_{i,t} \quad (5)$$

$$Credit_{i,t} = d_0 + d_1 \Delta ProvinceTech_{i,t-1} + d_2 Equity_{i,t-1} + d_3 Credit_{i,t-1} + d_4 \Delta R \& D_{i,t-1} + d_5 Education_{i,t-1} + d_6 \Delta GDP_{i,t-1} + d_7 Openness_{i,t-1} + d_8 Employ_{i,t-1} + Province_i + Year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

运用中国 1997—2010 年 30 个省 (市、自治区) 的面板数据，对实证模型 (5) 和 (6) 进行回归，估计结果见表 4。

表 4 Granger 因果检验结果

被解释变量: $Equity_{i,t}$		被解释变量: $Credit_{i,t}$	
解释变量	(d)	解释变量	(e)
α	0.556*** (4.591)	α	-0.264*** (6.156)

$\Delta ProvinceTech_{i,t-1}$	0.016 (0.159)	$\Delta ProvinceTech_{i,t-1}$	0.004 (0.722)
$Equity_{i,t-1}$	0.540 ^{***} (3.485)	$Equity_{i,t-1}$	0.026 ^{**} (1.089)
$Credit_{i,t-1}$	-0.021 ^{**} (-1.09)	$Credit_{i,t-1}$	0.726 ^{***} (2.054)
$\Delta R \& D_{i,t-1}$	0.546 ^{**} (1.056)	$\Delta R \& D_{i,t-1}$	0.014 (0.485)
$Education_{i,t-1}$	0.084 (0.587)	$Education_{i,t-1}$	0.045 ^{**} (1.254)
$\Delta GDP_{i,t-1}$	-1.268 ^{***} (-2.154)	$\Delta GDP_{i,t-1}$	0.074 ^{**} (2.354)
$Openness_{i,t-1}$	0.035 (0.541)	$Openness_{i,t-1}$	-0.030 ^{**} (1.512)
$Empoly_{i,t-1}$	0.035 ^{***} (2.895)	$Empoly_{i,t-1}$	0.055 ^{**} (1.144)
Province dummy	Yes	Province dummy	Yes
Year dummy	Yes	Year dummy	Yes
R ²	0.648	R ²	0.701
Observation	390	Observation	390

表 4 显示了 Granger 因果检验结果。在方程 (d) 中, $Equity_{i,t}$ 是被解释变量, $\Delta ProvinceTech_{i,t-1}$ 的系数估计为 0.016 且统计不显著。 $Equity_{i,t-1}$ 的估计系数为正且统计显著。在其他控制变量中, 经济增长预示着 $Equity_{i,t}$ 的反方向变化, 而城镇就业水平变化则预示着 $Equity_{i,t}$ 的同方向变化。在方程 (e) 中, $Credit_{i,t}$ 是被解释变量, $\Delta ProvinceTech_{i,t-1}$ 的估计系数为 0.004 且统计不显著。 $Credit_{i,t-1}$ 的估计系数为且统计显著性, 城镇就业水平变化与 $Credit_{i,t}$ 正相关, 而经济开放程度与 $Credit_{i,t}$ 负相关。所以, 上述 Granger 因果检验表明, 前期的金融发展会促进其后的技术创新增长, 而前期的技术创新与之后的金融发展则没有实质联系。

(四) 技术创新的代理变量

为了检验稳健性, 我们构造了另一个技术创新的代理变量, 检验金融发展对由这个代理变量所表示的技术创新的影响。该代理变量是省级层面的国家科学技术进步奖的数量增长,

本文以 $\Delta ScienTechprize_{i,t} = \ln(ScienTechprize_{i,t}) - \ln(ScienTechprize_{i,t-1})$ 度量 i 省第 t 年的国家科学技术进步奖的数量增长，其中 $ScienTechprize_{i,t}$ 是 i 省第 t 年获得国家科学技术进步奖的数量。

本文运用如下实证模型进行估计，检验金融发展对由上述代理变量所表示的技术创新的影响，估计结果见 5。

$$\begin{aligned} \Delta ScienTechprize_{i,t} = & \alpha + \beta_0 ScienTechprize_{i,t-1} + \beta_1 Equity_{i,t-1} + \beta_2 Credit_{i,t-1} \\ & + \beta_3 \Delta R \& D_{i,t-1} + \beta_4 Education_{i,t-1} + \beta_5 \Delta GDP_{i,t-1} + \beta_6 Openness_{i,t-1} \quad (7) \\ & + \beta_7 Employ_{i,t-1} + Province_i + Year_t + e_{i,t} \end{aligned}$$

表 5 代理变量的估计结果

被解释变量: $\Delta ScienTechprize_{i,t}$			
解释变量	(f)	(g)	(h)
α	0.056 ^{***} (5.254)	0.049 ^{***} (4.328)	0.545 ^{***} (7.264)
$Equity_{i,t-1}$	0.057 ^{***} (1.566)	0.048 ^{**} (1.265)	0.043 ^{***} (1.895)
$Credit_{i,t-1}$	-0.012 ^{**} (-1.056)	-0.007 ^{**} (-1.256)	-0.028 ^{***} (-1.642)
$\Delta R \& D_{i,t-1}$		0.025 ^{**} (0.945)	0.026 [*] (0.759)
$Education_{i,t-1}$		0.036 [*] (0.526)	0.059 [*] (0.597)
$\Delta GDP_{i,t-1}$		0.598 ^{**} (1.285)	0.157 ^{***} (2.599)
$Openness_{i,t-1}$			0.076 ^{***} (2.574)
$Empoly_{i,t-1}$			-0.529 ^{***} (1.859)
$\Delta ScienTechprize_{i,t-1}$	-0.294 ^{**} (1.597)	0.552 [*] (0.845)	-0.324 ^{**} (-1.268)
Province dummy	Yes	Yes	Yes
Year dummy	Yes	Yes	Yes
R ²	0.256	0.526	0.652
Observation	390	390	390

表 5 中代理变量 $\Delta ScienTechprize_{i,t}$ 是被解释变量，方程 (f)、(g)、(h) 估计结果

显示： $Equity_{i,t-1}$ 的估计系数全部为正（0.057、0.048、0.043）且统计显著，而 $Credit_{i,t-1}$ 的估计系数全部为负（-0.012、-0.007、-0.028）且统计显著。以 $\Delta SienTechprize_{i,t}$ 为代理变量的估计结果，与前文得出的股票市场发展促进技术创新，而信贷市场发展阻碍技术创新的结论是一致的，证明金融发展对技术创新的影响是稳健的。

（五）截面分析

进一步，我们通过使用我国省级层面金融深化和经济发展的异质性截面数据来检验金融发展对技术创新的影响，并考察在不同金融深化程度或经济发展水平的地区，金融发展对技术创新的作用是否完全一致。

首先是金融深化异质性的截面分析。目前的文献大多采用银行信贷占 GDP 的比值作为衡量一国或地区金融深化程度的标准，但是，因为区分了信贷市场与股票市场的发展对技术创新的影响，本文以银行信贷与股票筹资之和占 GDP 的比重来度量我国省份金融深化程度。根据每个省份金融深化程度的由高到低排序，将 30 个省份分为两组：15 个高金融深化组（High FD）；15 个低金融深化组（Low FD）。

其次是经济发展异质性的截面分析。由于我国东中西部经济发展的不平衡，按照国内学者的普遍做法，我们将全部样本按照东部省份（北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、广东、山东和海南）、中部省份（吉林、黑龙江、山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南）和西部省份（广西、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆和内蒙古）分成三组，分别代表不同的经济发展水平。

运用按金融深化程度、经济发展水平分组后的面板数据，分别对实证模型（4）进行系统 GMM 估计，估计结果见表 6。

表 6 截面分析结果

被解释变量： $\Delta ProvinceTech_{i,t}$

解释变量	金融深化程度		经济发展水平		
	High FD (i)	Low FD (j)	东部 (k)	中部 (l)	西部 (m)
α	0.111 ^{***} (5.889)	0.024 ^{**} (1.109)	0.594 ^{***} (12.689)	0.5985 ^{***} (9.148)	0.065 ^{***} (10.234)
$Equity_{i,t-1}$	0.622 ^{***} (1.814)	0.0232 [*] (0.851)	0.016 ^{***} (3.012)	0.011 ^{***} (2.150)	0.050 ^{***} (2.622)
$Credit_{i,t-1}$	-0.015 ^{**} (-1.354)	-0.038 ^{**} (-1.561)	-0.043 ^{***} (-2.011)	-0.061 ^{**} (-1.235)	-1.674 ^{***} (-2.562)
$\Delta R \& D_{i,t-1}$	0.881 ^{***} (2.984)	0.268 ^{**} (0.594)	0.026 ^{**} (1.895)	0.052 ^{***} (2.561)	0.008 ^{**} (1.567)
$Education_{i,t-1}$	0.589 [*] (0.985)	0.487 ^{**} (1.054)	0.045 ^{**} (1.549)	0.095 ^{**} (1.35)	0.594 [*] (0.594)
$\Delta GDP_{i,t-1}$	0.598 ^{***} (3.257)	0.324 ^{**} (2.189)	0.356 ^{***} (2.656)	0.251 ^{***} (1.895)	0.851 ^{***} (1.597)
$Openness_{i,t-1}$	0.897 ^{**} (1.598)	0.598 [*] (0.846)	0.085 ^{**} (1.268)	0.058 ^{**} (1.564)	0.089 [*] (0.554)
$Empoly_{i,t-1}$	0.026 [*] (0.985)	0.059 ^{**} (1.527)	0.020 [*] (0.598)	0.048 [*] (0.859)	0.074 [*] (0.574)
$\Delta ProvinceTech_{i,t-1}$	0.056 ^{***} (2.884)	0.065 ^{**} (1.595)	-0.265 [*] (-0.567)	0.008 ^{**} (1.059)	-0.045 (-0.155)
Province dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.254	0.348	0.594	0.264	0.484
Observation	195	195	143	104	143

如表 6 中的方程 (i)、(j) 所示，股票市场发展与技术创新方面，高金融深化省份组 $Equity_{i,t-1}$ 的估计系数是 0.622 且统计显著的，低金融深化省份组 $Equity_{i,t-1}$ 的估计系数是 0.0232 且统计显著性较弱。信贷市场发展与技术创新方面，在高低金融深化组和低金融深化组， $Credit_{i,t-1}$ 的估计系数都是负值 (-0.015、-0.038)，且统计显著性也没有明显差别。上述实证结果显示，金融深化程度的提高可以放大股票市场发展对技术创新的促进作用，但并未影响信贷市场发展对技术创新的阻碍作用力度。

由方程 (k)、(l)、(m) 可知，在东部、中部、西部三个子样本中， $Equity_{i,t-1}$ 的估计系数都为正 (0.011、0.016、0.050) 且统计显著的，其中在西部省份组 $Equity_{i,t-1}$ 的估

计系数最大。可能的原因是，在经济相对落后地区私人部门的技术创新更缺乏充足的资金投入，股票市场发展对技术创新的推动作用更大。在东部、中部、西部地区， $Credit_{i,t-1}$ 的估计系数分别是-0.043 (t-统计值= -2.011)、-0.061 (t-统计值= -1.235) 和-1.674 (t-统计值=-2.562)。在西部省份组， $Equity_{i,t-1}$ 的估计系数的绝对值最大，表明信贷市场发展对技术创新的负面影响在经济相对落后地区更为显著。可能的解释是，在经济相对落后地区，技术创新项目面临的技术、市场风险更大，银行信贷供给更偏向低风险的保守项目，阻碍技术创新的力量更强。

四、结 论

技术创新是一个国家长期经济增长和国际竞争力的重要基础。金融发展在一国的技术创新进程中发展着重要作用。然而，大量的国内外研究文献认为，与股票市场能够鼓励技术创新不同，信贷市场可能会阻碍技术创新。

根据中国 30 个省份 1997—2010 年的面板数据，本文运用系统 GMM 估计分别实证考察了股票市场与信贷市场发展对以专利授权度量的技术创新的影响。我们的基本估计结果显示，股票市场的发展会促进技术创新，而信贷市场的发展则阻碍技术创新；并且，股票市场筹资总额增加一个标准差会使我国省份层面技术创新增长 1.89%，而使银行信贷增加一个标准差会使我国省份层面技术创新下降 3.37%。在将内生性或因果倒置问题纳入考虑后，我们的 Granger 因果检验表明，前期的金融发展会影响其后的技术创新，而前期的技术创新与其后的金融发展则没有实质联系。

进一步，本文使用中国省级层面金融深化和经济发展的异质性截面数据来检验金融发展对技术创新的影响。我们的实证结果表明，金融深化程度的提高可以放大股票市场发展对技术创新的促进作用，但并未影响信贷市场发展对技术创新的阻碍作用力度；在经济相对落

后地区，股票市场发展对技术创新的推动作用更大，信贷市场发展对技术创新的阻碍作用更为显著。此外，对技术创新的代理变量（国家科学技术进步奖数量增长），我们的基本结论也是稳健的。

参考文献：

- [1] 孙伍琴. 论不同的金融结构对技术创新的影响[J]. 经济地理, 2004, (3) .
- [2] 王莉、余德容. 技术创新与融资模式选择——浙江省创新型中小企业融资模式实证调查[J]. 浙江金融, 2007, (7) .
- [3] 徐玉莲、王宏起. 我国金融发展对技术创新作用的实证分析[J]. 统计与决策, 2011, (21) .
- [4] Acharya, V. V. and K. V. Subramanian. Bankruptcy Codes and Innovation[J]. *Review of Financial Studies* 2009, 22 : 4949-4988.
- [5] Aghion, P., J. Van Reenen, and L. Zingales. Innovation and Institutional Ownership[R]. Working Paper, 2009, Harvard University.
- [6] Aghion, P., N. Bloom, R. Blundell, R. Griffith, and P. Howitt. Competition and Innovation: An Inverted-U Relationship[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120 : 701-728.
- [7] Arellano, M., and O. Bover. Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models[J]. *Journal of Econometrics*, 1995, 68 : 29-51.
- [8] Beck, T., and R. Levine. Industry Growth and Capital Allocation: Does Having a Market or Bank-based system Matter? [J]. *Journal of Financial Economics* , 2002, 64 : 147-180.
- [9] Beck, T., R. Levine, and N. Loayza. Finance and the Sources of Growth[J]. *Journal of Financial Economics*, 2000, 58 : 261-300.
- [10] Blundell, R., and S. Bond. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models[J]. *Journal of Econometrics*, 1998, 87 : 115-143.
- [11] Brown, J., G. Martinsson, and B. Petersen. Do Financing Constraints Matter for R&D? New Tests and Evidence[R]. Working Paper, Iowa State University, 2010.
- [12] Brown, J., S. Fazzari, and B. Petersen. Financing Innovation and Growth: Cash flows, External Equity, and the 1990s R&D Boom[J]. *Journal of Finance*, 2009, 64 : 151-185.
- [13] Fecht, F., Huang, K.X.D. & Martin. A. Financial intermediaries, markets and growth[J]. *Journal of Money, Credit and Banking* , 2008, 40 (4) : 701-720.
- [14] Granger, C.W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods[J]. *Econometrica*, 1969, 36 : 424-438.
- [15] Hellwig, M. Banking, Financial Intermediation, and Corporate Finance[A]. In: Giovanni, A., and C. Mayers (Eds), *European Financial Integration* [C] . Cambridge, England: Cambridge

- University Press, 1991 : 35-63.
- [16] King, R., and R. Levine. Finance and Growth, Schumpeter Might Be Right[J]. *Quarterly Journal of Economics* , 1993, 108 : 717-738.
- [17] Levine, R., and S. Zervos. Stock Markets, Banks, and Economic Growth[J]. *American Economic Review* , 1998, 88 : 537-558.
- [18] Morck, R., and M. Nakamura. Banks and Corporate Control in Japan[J]. *Journal of Finance* , 1999, 54: 319-340.
- [19] Porter, M. E. Capital disadvantage: America's Failing Capital Investment System[J]. *Harvard Business Review* , 1992, 70 : 65-82.
- [20] Rajan, R.G. Insiders and Outsiders, the Choice between Informed and Arms Length Debt[J]. *Journal of Finance* , 1992, 47 : 1367-1400.
- [21] Rajan, R.G., and L. Zingales. Financial Dependence and Growth[J]. *American Economic Review*, 1998, 88 : 559-586.
- [22] Robinson, J. *The Rate of Interest and Other Essays*[C]. London: Macmillan, 1952.
- [23] Schumpeter, J. *The Theory of Economics Development*[M]. Cambridge, MA: Harvard University Press , 1911.
- [24] Stiglitz, J. Credit Markets and Capital Control[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1985, 17 : 133-152.
- [25] Tian, X., and T. Wang. Tolerance for Failure and Corporate Innovation[R]. Working Paper, Indiana University, 2010.
- [26] Weinstein, D.E., and Y. Yafeh. On the Costs of a Bank-centered Financial System: Evidence from the Changing Main Bank Relations in Japan[J]. *Journal of Finance*, 1998, 53: 635-672.