

# 金融结构对高技术产业发展的影响

——基于上海市的数据

张云,吴霞

(上海理工大学管理学院,上海 200093)

**[摘要]**运用SVAR模型,选取1995—2012年上海金融结构与高技术产业发展的时间序列数据,使用脉冲响应和方差分解对金融结构与高技术产业发展各指标动态关系进行实证分析,结果表明:上海市直接融资(市场导向型金融结构)和间接融资(银行导向型金融结构)对高技术产业发展的影响具有滞后性,二者均没有起到长期稳定的支持作用;在时滞期内,直接融资虽然最终具有正向作用,但整体来看其负向作用要大于正向作用,间接融资则一直具有正向作用。

**[关键词]**金融结构;高技术产业;SVAR模型;金融发展;融资约束;直接融资;间接融资

**[中图分类号]**F830.3 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1672-8750(2014)06-0020-08

## 一、引言

高技术产业的发展对一国经济增长起着至关重要的作用,然而,高技术产业更加强调对知识和技术的依赖,需要克服多种资源的约束,其中对金融资源约束的克服尤为重要。目前,面对激烈的全球竞争,我国高技术产业经历着前所未有的危机和挑战,亟待通过不断发展来赢得新的优势,打开新的局面。那么,如何内生一套有效的金融解决机制并获得良好的、可持续的外部金融支持无疑是决定高技术产业能否良性发展的关键。如何将金融支持与高技术产业有效融合,是金融支持高技术产业发展的重中之重。就金融结构对高技术产业发展的影响进行研究将有利于实现高技术产业高效发展和用高技术产业促进传统产业升级的目标,这一课题值得学者们深入探讨。

相关数据显示,上海市高技术产业发展的资金需求远大于资金供给,且资金缺口逐年递增,即金融支持依旧不充分;此外,从各项资金来源占总资金来源的比例看,企业自筹资金占半数以上,是最主要的投入来源,这说明当前上海高技术产业发展主要依靠内源融资,这种状况对目前大量存在的高投入、高风险的中小型高技术企业极为不利。上海市作为国际金融中心,金融发展水平和高技术产业发展水平都位居全国前列。本文以上海市为例,试图研究金融结构对高技术产业发展的影响,以期对其他地区金融结构调整以及促进我国高技术产业发展有所启示。

## 二、文献回顾

关于金融发展对高技术产业发展的影响,国内外学者主要从理论和实证两方面展开了研究。理论研究方面,Boot和Thankor提出,银行导向的金融体系更适合于传统的低风险投资项目,而市场导

**[收稿日期]**2014-05-14

**[作者简介]**张云(1962—),女,四川成都人,上海理工大学管理学院副教授,硕士生导师,主要研究方向为财务金融;吴霞(1988—),女,湖北孝感人,上海理工大学管理学院硕士生,主要研究方向为产业经济与区域发展。

向的资本市场则更适合于高创新、高风险的投资项目<sup>[1]</sup>。朱雨良、陈柳钦认为高技术产业发展各个阶段和各个环节的投融资金融价值是不同的, 投融资需求的方式和数量也不同, 从而导致对金融工具需求的多样性, 他们提出在高技术产业成长各个阶段, 可以选择商业银行、投资银行、共同基金、风险投资基金、资本市场等不同的融资渠道和方式<sup>[2]</sup>。袁中华、刘小差认为金融在高技术产业发展过程中的地位举足轻重, 应结合我国金融发展现状分别从建立多层次资本市场、风险投资、私募股权基金、创新商业银行支持四个方面为新兴产业的发展提供金融支持<sup>[3]</sup>。

实证研究方面, Binh、Park 和 Shin 利用金融结构存在差异的 26 个 OECD 国家制造业的产业数据, 采用多元回归模型进行实证检验, 发现在这些金融发展水平达到一定“门槛”水平的发达国家中, 高研发密度、高风险、高资本密度的产业确实在那些以市场导向为主的金融体系国家内表现出较快的增长<sup>[4]</sup>。唐明祥、余源源利用安徽省 1995—2008 年的相关数据, 运用向量自回归模型 (VAR) 就安徽省金融对高技术产业发展的支持作用进行实证分析, 发现安徽省金融发展对高技术产业发展起主要支持作用的是信贷市场, 证券市场还未能对高技术产业的发展起到明显的推动作用<sup>[5]</sup>。宋智文、凌江怀利用我国 31 个省份的省际面板数据检验了金融支持对高技术产业发展的影响, 结果显示我国银行体系的发展并未有效促进高技术产业的发展, 股票市场发展水平甚至对高技术产业的发展具有反向影响效应<sup>[6]</sup>。

从以上文献可以看出, 国内外学者从不同角度就金融发展对高技术产业发展的影响进行了深入分析, 理论界普遍认为应该针对高技术产业发展的不同阶段提供多样性的融资工具, 而实证研究方面并未形成一致结论, 但这些结论具有内在的一致性, 即金融发展对高技术产业发展有影响。至于金融发展的信贷市场、证券市场等相关金融主体, 究竟哪个主体对高技术产业发展发挥促进作用? 哪个主体对高技术产业发展起主导作用? 各个主体的作用有多大? 这些问题还尚待研究。有关金融结构与高技术产业发展的关系也有必要进一步研究。

本文试图基于金融市场结构角度, 从市场导向型金融结构 (直接融资) 和银行导向型金融结构 (间接融资) 两个方面研究金融结构对高技术产业发展的影响。本文选取 1995—2012 年上海高技术产业发展过程中金融结构与产业发展的相关数据, 从理论和实证的角度分析金融结构对高技术产业发展的影响, 力图从金融结构视角为高技术产业发展提供科学依据和可行性对策, 以提升资源配置效率、优化产业结构, 使高技术产业成为带动上海市经济发展的重要增长点。

### 三、金融结构对高技术产业发展影响的理论分析

戈德史密斯最早明确提出“金融结构”这一定义, 从宏观角度将金融结构定义为“一国现存的金融工具和机构之和, 包括各种现存的金融工具与机构的相对规模、经营特征、经营方式、金融中介机构各种分支机构的集中程度等”。随着经济的发展, 金融结构的概念有所扩展<sup>[7]</sup>。Levine 指出广义的金融结构是金融体系中各种不同类型的金融机构、金融工具和融资方式的相对比例<sup>[8]</sup>。林毅夫等指出狭义的金融结构主要指金融市场的融资结构, 即以股市融资为代表的市场型直接融资和以银行融资为代表的关系型间接融资的相对比例及其分工<sup>[9]</sup>。本文在遵循林毅夫等所提出的金融结构概念的基础上, 从金融市场结构角度出发, 将金融结构分为“银行导向型金融结构”和“市场导向型金融结构”, 将通过前者获得的资金定义为间接融资, 将通过后者获得的资金定义为直接融资。

随着产业生命周期的推进, 高技术产业发展的资金需求逐渐增加, 事实上, 金融资源渗透于高技术产业发展的全过程, 它通过筹资融资、资源配置和调节功能, 成为推进高技术产业发展的主导力量。金融结构对高技术产业发展的影响可以归纳为图 1。

#### (一) 金融结构可以为高技术产业的资本形成提供传导机制

高技术产业的高风险性决定了其在发展初期一般不会有商业性银行愿意为其注资, 在这种情况

下,政策性银行利用信息优势和政策优势等条件,不断率先发掘新的研发项目,并以较少的政策性资金做引导,吸引更多的以营利为目的的商业性银行跟随投资,从而间接地吸引更多的商业性资金投向研发项目。然而,由于政策性资金极为有限且由于政府财政难以承受高技术产业融资周期长、投资风险大的压力,政策性银行一般只对发展潜力大的大中型高技术企业提供资金支持,大多数中小型高技术企业根本无法获得政策性资金的支持,更不用说商业性金融支持了<sup>[10]</sup>。此时,市场导向型金融结构的资本形成机制就会发挥巨大的作用。

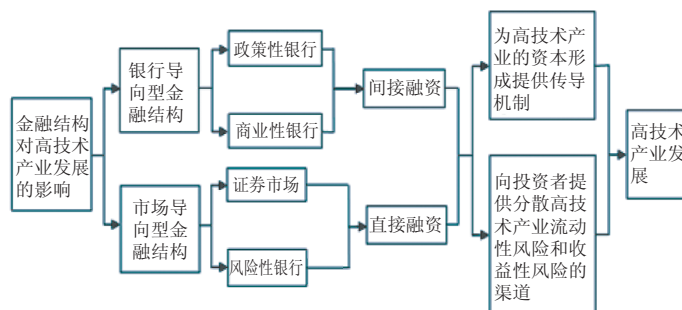


图1 金融结构对高技术产业发展的影响

这里的风险主要包括流动性风险和收益性风险,金融结构为高技术产业发展提供的分散风险渠道体现在以下两方面:

#### (二) 金融结构可以为高技术产业的发展提供风险分散渠道

第一,合理的金融结构安排可以分散高技术产业发展面临的流动性风险。一方面,银行导向型金融结构可以通过从大量分散的储蓄者手中吸收资金,以发放贷款或进行投资的方式来匹配资金的期限结构,从而降低或避免高技术产业发展的流动性风险;市场导向型金融结构则可以通过完善交易制度、降低交易费用、加快信息披露的速度和透明度等手段最大限度地降低流动性风险。另一方面,金融机构对高技术产业进行融资时,由于高技术产业具有高风险性,金融机构必然会先对其进行严格的资格审查与评估,经过较长的资本金运作过程,减轻由于信息不对称和资产的高专用性带来的流动性风险。

第二,高效地运用金融工具能够对冲高技术产业发展带来的收益性风险。根据 Allen 和 Gale 提出的跨期风险分担(Intertemporal Risk Sharing)理论,银行导向型金融结构可以将投资者面临的风险分散到未来某一个或某几个时期,即通过不同时期反复均衡投资来防止金融资产价格过分波动,达到在不同期限内平滑投资收益的目的<sup>[11]</sup>;市场导向型金融结构则可以通过向投资者提供不同种类和不同组合的金融工具将高技术产业发展过程中所面临的收益性风险分散到所有投资者,以减轻各个投资者对少数企业特定风险的过多担心,从而推动高技术产业发展。

## 四、研究设计

### (一) 理论模型

本文所要研究的是金融结构对高技术产业发展的影响,即金融结构的各方面对高技术产业的综合发展水平的冲击。在对于多变量之间相互影响关系的分析中,向量自回归模型(VAR)和结构向量自回归模型(SVAR)得到了普遍应用,这些模型得出的结果对实际经济行为解释也较为合理<sup>[12]</sup>。但是由于传统的VAR模型存在不考虑经济理论、不能考察变量之间当期的相关关系、产生的脉冲响应因为“新息”不能被识别为内在的结构误差等不足,因此脉冲响应函数具有一定的随意性,易受到VAR系统中变量顺序的影响,并且对残差的冲击难以进行合理的经济解释<sup>[13]</sup>。Blanchard和Quah提出的结构向量自回归模型(SVAR)根据经济理论对结构式残差之间的关系进行了约束,使分解出的脉冲响应函数具有明确的经济含义,避免了传统无约束的VAR模型存在的问题<sup>[14]</sup>。因此,本文的实证部分采用了结构向量自回归模型(SVAR)。一个p阶的包含k个变量的结构向量自回归模型SVAR(p)可以表示为:

$$B_0 Y_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 Y_{t-1} + \Gamma_2 Y_{t-2} + \cdots + \Gamma_p Y_{t-p} + \mu_t, \quad t = 1, 2, \cdots, p$$

式中,下标p表示滞后阶数,t表示时间, $\Gamma_0, \Gamma_1, \cdots, \Gamma_p$ 分别为常数项向量和各滞后变量的系数

矩阵,  $B_0$  为内生变量当期系数矩阵,  $Y_{t-p}$  为各内生变量向量,  $\mu_t$  是分别作用在各内生变量上的结构式冲击, 即结构式残差<sup>[15]</sup>。

(二) 变量选择及数据来源

1. 高技术产业发展的度量

根据国家统计局《中国高技术产业统计年鉴》对高技术产业的界定, 高技术产业分为航空航天器制造业、电子及通信设备制造业、电子计算机及办公设备制造业、医药制造业和医疗设备及仪器仪表制造业。一般而言, 高技术产业具有高风险、高投入且投资回报期长、高收益等有别于传统产业的特点。

高技术产业的发展水平在很大程度上可以反映一国或地区制造业的整体发展状况<sup>[16]</sup>。本文参考姚淦橙的方法, 选取上海市高技术产业总产值占当年工业总产值的比重来考察上海市高技术产业的发展水平, 用  $GJC$  表示。

2. 金融结构的度量

结合上海高技术产业的发展特征, 考虑到数据的连续性的要求, 而且风险投资相关数据也难以获得, 因此我们在市场导向型金融结构中仅考虑股票融资, 因而本文选取股票融资率来考察直接融资对高技术产业发展的影响, 用  $SMR$  表示; 在银行导向型金融结构中中长期贷款对高技术产业有较大的影响, 因而本文选取中长期贷款融资率来表示上海市间接融资的发展水平, 用  $FCR$  表示。为了有效反映上海金融结构中不同融资方式活跃程度的变化, 本文采用各子市场的年度融资率进行衡量。模型中各变量指标的定义见表 1。

表 1 变量的含义及衡量指标

变量符号	变量含义	衡量指标
$GJC$	高技术产业发展水平	高技术产业总产值占当年工业总产值的比例
$SMR$	直接融资率(股票融资率)	股票成交额占当年国民生产总值的比例
$FCR$	间接融资率(中长期贷款融资率)	金融机构中长期贷款占贷款余额的比例

3. 数据来源

一般来说, 在数据选取方面, 时间序列越长, 回归估计效果可能越好。考虑到我国商业银行体系的建立始于 1993 年, 而高技术产业工业总产值从 1995 年开始按新的规定计算, 为了保证实证时间跨度一致, 同时满足时间序列对样本容量的要求以及考虑数据的可获得性, 本文选择 1995 年至 2012 年共 18 年的数据。数据来源于 1996 年至 2013 年《中国高技术产业统计年鉴》和《上海金融年鉴》。各统计数据如表 2 所示。

(三) 变量的平稳性检验及模型的设立

SVAR 模型中, 如果序列是非平稳的, 则该序列对冲击的收敛程度会大大降低, 从而影响实证结果的稳定性<sup>[17]</sup>。所以, 为了保证模型的有效性, 避免出现“伪回归”现象, 在模型估计前需要对各变量进行平稳性检验, 本文采用传统的 ADF (Augmented-Dickey-Fuller) 进行单位根检验, 最佳

表 2 各变量的统计数据 (%)

年份	高技术产业的发展水平 ( $GJC$ )	直接融资率 ( $SMR$ )	间接融资率 ( $FCR$ )
1995	0.1390	1.2171	0.1531
1996	0.1478	3.0498	0.1412
1997	0.1542	3.9403	0.1357
1998	0.1701	3.2370	0.1255
1999	0.1818	4.0171	0.1607
2000	0.2044	6.5036	0.1799
2001	0.2141	3.8151	0.3025
2002	0.2268	2.8639	0.3429
2003	0.2546	3.0685	0.4079
2004	0.2705	3.2490	0.4892
2005	0.2372	2.0611	0.5573
2006	0.2272	5.4147	0.6045
2007	0.2426	24.1684	0.6115
2008	0.2327	12.7764	0.6034
2009	0.2234	22.9584	0.6442
2010	0.2242	17.6638	0.6816
2011	0.2087	12.3368	0.6695
2012	0.2057	8.1285	0.6315

数据来源: 根据 1996—2013 年《中国高技术产业统计年鉴》和《上海金融年鉴》相关数据整理所得。

滞后期由 SIC 信息准则确立。同时,为了消除异方差,本文对上述变量取自然对数,记为 LN(GJC)、LN(SMR)和 LN(FCR)。检验结果如表 3 所示。

从表 3 的检验结果,我们发现,所有变量在 5% 的显著水平下都接受存在单位根假设,都是非平稳的,而其一阶差分序列则不存在单位根,都是一阶单整变量,因而可以对向量建立回归模型。

表 3 各变量单位根检验结果

变量	ADF 检验值	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值	检验结果(5%)
LN(GJC)	-0.3535	-4.6679	-3.7332	-3.3103	非平稳
ΔLN(GJC)	-4.3189	-4.8000	-3.7912**	-3.3423*	平稳
LN(SMR)	-2.8505	-4.6679	-3.7332	-3.3103	非平稳
ΔLN(SMR)	-3.9652	-4.7284	-3.7597**	-3.3250*	平稳
LN(FCR)	-1.7316	-4.6679	-3.7332	-3.3103	非平稳
ΔLN(FCR)	-2.2144	-2.7283	-1.9663**	-1.6050*	平稳

注:表中“Δ”表示一阶差分;\*、\*\*、\*\*\* 分别表示被检验变量在 1%、5%、10% 的显著性水平上显著。

在进一步采用滞后结构检验时,选择好解释变量的最大滞后阶数极为重要。如果阶数太小,残差可能存在自相关,并导致参数估计的非一致性;如果阶数太大,待估参数过多,自由度将严重降低,这将直接影响模型参数估计的有效性。本文采用 LR 似然比、FPE 最终预测误差、AIC 赤池准则、SC 施瓦茨准则和 HQ 汉南准则五种指标进行判断。结果如表 4 所示。从表 4 检验结果可以看出,SVAR 模型确定的最优滞后阶数为 3。在此基础上,本文建立如下模型:

$$B_0 Y_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 Y_{t-1} + \Gamma_2 Y_{t-2} + \Gamma_3 Y_{t-3} + \mu_t$$

其中,矩阵  $B_0$  为内生变量当期系数矩阵; $Y_t, Y_{t-1}, Y_{t-2}, Y_{t-3}$  分别为各内生变量当期向量和滞后 1、2、3 期的向量;矩阵  $\Gamma_0$  为常数项系数矩阵, $\Gamma_1, \Gamma_2, \Gamma_3$  分别为向量  $Y_t$  滞后 1、2、3 期的系数矩阵; $\mu_t$  为在各内生变量上的结构式冲击,即结构式残差。

(四) SVAR 模型的协整检验及稳定性检验

Johansen 和 Juselius 一起提出了一种基于 VAR 模型的检验回归系数的方法,即 JJ 检验<sup>[18]</sup>,这是一种对变量协整关系进行检验的较好方法,因此,本文采用此方法检验各变量之间是否存在长期协整关系。由表 5 的检验结果可知,迹检验和最大特征值检验结果均在 5% 显著性水平下通过检验,即各变量间存在两个协整关系。

表 4 模型最优滞后期的建议结构

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-9.252408	NA	0.001156	1.750344	1.887285	1.737668
1	29.21303	54.95062*	1.80e-05	-2.459004	-1.911240	-2.509709
2	36.47920	7.266171	2.96e-05	-2.211314	-1.252728	-2.300049
3	64.93227	16.25890	4.06e-06	-4.990324*	-3.620915*	-5.117087*
4	29.15158	49.32137	1.92e-06*	-2.638704	-2.117212	-2.745894

注:\* 表示根据准则确定的最优滞后阶数。

此外,SVAR 模型的稳定性检验是很关键的一步,因为 SVAR 模型的稳定是运用脉冲响应函数分析和方差分解分析的前提。如果被估计的模型中 AR 特征多项式根的倒数根均小于 1,即均落在单位圆内,则表示模型是稳定的<sup>[16]</sup>。对于  $B_0$ ,可以通过 Cholesky 分解建立递归形式的短期约束,表示经济变量对结构冲击同期的响应<sup>[19]</sup>。由图 2 的检验结果可见,所有单位根的倒数根都落在单位圆内,表明本文的 SVAR 模型是稳定的。

表 5 JJ 协整检验结果

原假设	迹统计量	5% 临界水平 P 值	最大特征值	5% 临界水平 P 值
没有	29.22809	0.0581	15.78750	0.2375
至多一个	13.44059	0.0996	8.336345	0.3455
至多两个	5.104245	0.0239**	5.104245	0.0239**

注:\*\* 表示被检验变量在 5% 的显著性水平上显著。



## 五、实证结果分析

### (一) 脉冲响应函数分析

脉冲响应函数(Impulse Response Function, IRF)的基本思想是用时间序列模型来考察单个变量的变化所带来的扰动项是如何传播到各个变量的<sup>[20]</sup>。脉冲响应函数的分析结果见图3和图4。图3和图4中,横轴代表滞后期(月),纵轴代表各受冲击变量对一个标准差结构信息冲击的反应程度(百分数),实线部分为计算值,虚线部分为响应函数值加或减两倍标准差的置信带。

如图3所示,在直接融资率LN(SMR)对高技术产业发展LN(GJC)的冲击效应中,初始时刻给予LN(SMR)单位正向误差冲击后,高技术产业发展水平没有立即上升,反而下降,但是这种负向作用经过一定的时滞后,在远期即第3期发生逆转,在第5期达到一个高峰约为0.01%,而此时直接融资率LN(SMR)已经回到上升前的水平,之后震荡下降并向零收敛。这说明市场导向型金融结构(直接融资)对上海高技术产业支持作用的发挥存在时滞,时滞大约为6个月时间,即在短期内市场导向型金融结构(直接融资)对高技术产业发展具有负向影响作用,在长期内虽然作用方向为正,但由于支持力度相当有限,长期支持作用并不稳定。

如图4所示,在间接融资率LN(FCR)对高技术产业发展LN(GJC)的冲击效应中,初始时刻给予LN(FCR)单位正向误差冲击后,对高技术产业的发展在短期内具有较明显的正向促进效应,但这一正向影响在第2.5期达到最大后又快速减弱,并逐渐呈下降趋势,随后缓慢趋于零,而此时间接融资率LN(FCR)已经回到上升前的水平,之后则一直保持零水平。这说明银行导向型金融结构(间接融资)对上海高技术产业支持作用的发挥存在时滞,时滞大约为4个月时间,即在时滞期内银行导向型金融结构(间接融资)对上海市高技术产业发展一直具有正向作用,但由于支持力度不够,其支持作用在长期并不稳定。

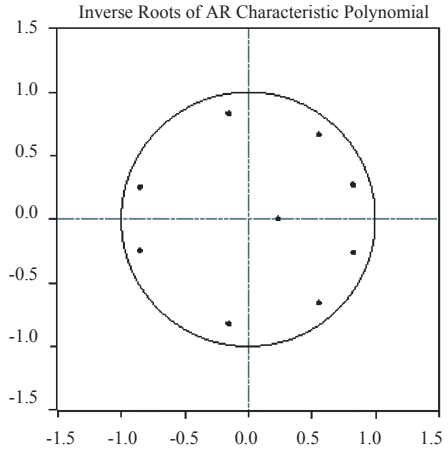


图2 SVAR模型的AR特征多项式根图

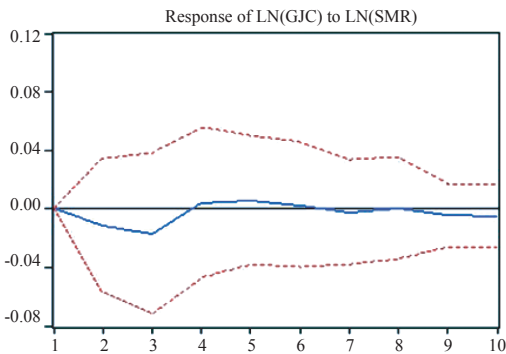


图3 高技术产业发展对直接融资的脉冲响应

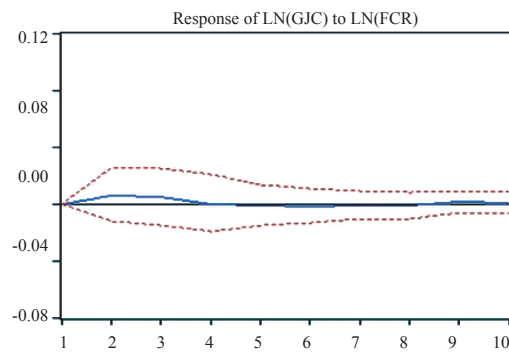


图4 高技术产业发展对间接融资的脉冲响应

### (二) 方差分解分析

方差分解(Variance Decomposition)是通过分析每一个结构冲击对内生变量变化(通常用方差来度量)的贡献率,以进一步评价不同结构冲击的重要性<sup>[21]</sup>。因此,通过方差分解分析可以得到在SVAR模型中对各个变量产生随机扰动的相对重要性的信息。表6是跨期为10期的相关变量波动的方差分解表。

表6中第①列反映了直接融资率LN(SMR)冲击对高技术产业发展水平LN(GJC)的贡献率,除

第3期比较高外,其余都在5%以下,其平均贡献率为3.86%。这说明总体平均来看,每年上海高技术产业发展水平的3.86%受到资本市场直接融资的影响,由上述脉冲响应函数的分析,我们知道,由于市场导向型金融结构(直接融资)对高技术产业发展的支持力度不够,这种综合影响是负面的。这主要是由于目前上海市中小型高技术企业居多,而通过证券市场上市或发行公司债券融资对高技术企业本身要求很高,存在融资门槛高、审核过程繁杂等问题,严重限制了直接融资对高技术产业发展的促进作用。

表6中第②列反映了间接融资率LN(FCR)冲击对高技术产业发展水平LN(GJC)的贡献率,可以看到前3年的贡献呈明显增长态势,贡献率从当期的0%增长到第3期的0.73%以上,从第4期开始维持在0.60%左右,平均贡献率为0.54%。这说明总体平均来看,每年上海高技术产业发展水平的0.54%受到银行导向型金融结构(间接融资)的影响,由上述脉冲响应函数的分析可知,这种综合影响是正面的,这再一次验证了前文的结论,目前上海高技术产业融资以间接融资为主,但由于银行导向型金融结构间接融资支持力度有限,这一影响很小且不稳定。

表6 各变量波动的方差分解结果

滞后期	①LN(SMR) 对LN(GJC) 的贡献率	②LN(FCR) 对LN(GJC) 的贡献率	③LN(GJC) 对LN(GJC) 的贡献率
1	0.000000	0.000000	100.0000
2	1.741533	0.484654	97.77381
3	5.395778	0.727497	93.87673
4	4.984323	0.649899	94.36578
5	4.320311	0.542011	95.13768
6	4.330208	0.571510	95.09828
7	4.347754	0.580028	95.07222
8	4.347969	0.606688	95.04534
9	4.523340	0.615522	94.86114
10	4.593204	0.599528	94.80727

注:表中2-4列的数值分别代表1个单位的外生冲击对高技术产业发展增量的贡献率(%)。

## 六、结论

本文通过构建SVAR模型,并运用上海市1995—2012年高技术产业发展过程中金融结构与产业发展的时间序列数据,侧重从金融结构的直接融资和间接融资两个方面选取指标,通过脉冲响应函数分析和方差分解分析实证研究了金融结构对高技术产业发展的影响。本文发现:(1)上海市市场导向型金融结构(直接融资)和银行导向型金融结构(间接融资)对高技术产业发展的影响具有滞后性,这主要是由于金融资源从投出到对高技术产业发展产生影响,中间要经历一个资源优化配置和技术吸收的过程,所以在相当长时间内反而会对高技术产业发展带来压力,其短期效果不明显。(2)就目前而言,上海市市场导向型金融结构(直接融资)对高技术产业发展在时滞期内虽最终具有正向作用但整体来看负向作用要大于正向作用,而银行导向型金融结构(间接融资)对高技术产业发展在时滞期内的一直具有正向作用,但是二者均没有起到长期稳定的支持作用。这一方面是由于我国证券市场起步较晚、发展尚未成熟、体制尚未健全,直接融资方式对高技术产业发展的影响并不显著,高技术产业仍难以通过市场导向型金融结构获得所需资金;另一方面是由于大部分中小型高技术企业资产总量不大、信用等级低、存在各种信息障碍且缺乏可做抵押的有形资产,加之高技术企业固有的高风险特性,银行担心出现大量坏账损失而不愿为其融资,普遍存在“惜贷”现象,导致间接融资方式对高技术产业的长期支持作用并不稳定。

鉴于此,一方面上海市应充分利用银行导向型金融结构(间接融资)的主导优势,完善和强化与高技术产业发展相适应的间接融资市场;另一方面,应积极培育和发展市场导向型金融结构(直接融资),努力减弱其在时滞期内的负向作用。

## 参考文献:

- [1] Boot A, Thakor A. Financial system architecture[J]. The Review of Financial Studies, 1997, 10: 693-733.

- [2] 朱雨良, 陈柳钦. 高新技术产业发展融资问题研究[J]. 贵州师范大学学报, 2008(4): 53-58.
- [3] 袁中华, 刘小差. 后危机时代我国新兴产业发展的金融支持研究[J]. 新金融, 2010(5): 18-23.
- [4] Binh K B, Park S Y, Sung Shin. Financial structure and industrial growth: a direct evidence from OECD countries [R]. Working Paper, 2005.
- [5] 唐明祥, 余源源. 安徽省金融支持高技术产业发展的实证分析[J]. 科技经济市场, 2010(5): 44-47.
- [6] 宋智文, 凌江怀. 高技术产业金融支持实证研究——基于省际面板数据的分析[J]. 经济问题, 2013(3): 75-80.
- [7] 戈德史密斯. 金融结构与金融发展[M]. 上海: 上海三联出版社, 1994.
- [8] Levine R. Banked-based or market-based financial systems; which is better? [J]. Journal of Financial Intermediation, 2002, 11: 398-428.
- [9] 林毅夫, 章奇, 刘明兴. 金融结构与经济增长: 以制造业为例[J]. 中国金融, 2003(2): 62.
- [10] 周丹. 金融发展对我国高技术产业研发效率的影响研究[D]. 湖南大学, 2010.
- [11] Allen F, Gale D. Diversity of option and the financing of new technologies [J]. Journal of Financial Intermediation, 1999, 13: 295-336.
- [12] 陈剑, 张晓龙. 影子银行对我国经济发展的影响——基于 2000—2011 年季度数据的实证分析[J]. 财经问题研究, 2012(8): 66-72.
- [13] 陈涤非, 李红玲, 王海慧, 等. 通胀预期形成机理研究——基于 SVAR 模型的实证分析[J]. 国际金融研究, 2011(3): 29-36.
- [14] 曲强, 张良, 扬仁眉. 外汇储备增长、货币冲销的有效性以及对物价波动的动态影响——基于货币数量论和 SVAR 的实证研究[J]. 金融研究, 2006(5): 88-90.
- [15] 孙宁, 李廉水. 基于 SVAR 模型的气温变化对南京市工业经济的影响研究[J]. 气象, 2009(10): 90-96.
- [16] 姚淦橙. 上海市高技术产业发展的金融支持研究[D]. 江南大学, 2012.
- [17] 孙迪. 基于 SVAR 模型分析居民消费价格指数的外部冲击因素[J]. 价格月刊, 2012(1): 30-35.
- [18] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模: Eviews 应用及实例[M]. 北京: 清华大学出版社, 2006.
- [19] 徐震宇. 全球流动性输入对中国经济的影响——基于 SVAR 模型的实证研究[J]. 审计与经济研究, 2010(5): 90-95.
- [20] 张世强, 张青超, 眭悦. 影子银行规模估算与监管研究[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2013(5): 92-101.
- [21] 王力. 行业生产率、行业发展速度和行业收入增长——基于 SVAR 模型的研究[J]. 南京审计学院学报, 2012(2): 9-16.
- [责任编辑: 杨凤春]

## A Study of the Influence of Financial Structure on the Development of High-tech Industry: Based on the Data of Shanghai City

ZHANG Yun, WU Xia

**Abstract:** With the method of SVAR, this paper selects Shanghai City's financial structure and time-series data of measuring the development of high-tech industry from 1995 to 2012, and uses the impulse response and variance decomposition to make an empirical analysis on the dynamic relationship between financial structure and the development of high-tech industry. The results show that, there exists time-delay for direct financing (Shanghai City's market-oriented financial structure) and indirect financing (bank-oriented financial structure) on the development of high-tech industry in Shanghai City, and both of them do not play a role in long-term stable support. In the delay period, the direct financing ultimately has a positive effect, but overall the negative effect is greater than the positive effect while the indirect financing has a positive effect all the time.

**Key Words:** financial structure; high-tech industry; SVAR model; financial development; financing constraints; direct financing; indirect financing