

金融发展与技术进步： 一项来自中国省级数据的研究

陈启斐 吴建军*

摘要：本文利用 1999 - 2011 年 31 个省区市的面板数据，对中国金融业发展与技术进步之间的关系进行了实证研究，结果显示，第一，由于存在结构性扭曲和行政壁垒，我国金融业的发展对全要素生产率的促进作用主要体现在工业部门，尚无法对服务业的技术进步提供支撑。第二，随着经济结构日趋服务化，服务部门的全要素生产率会上升，工业部门的全要素生产率呈现下降态势，净效用为正，即产业结构变迁有利于总体的全要素生产率提升。第三，扩大内需战略有助于提高技术进步率，这一点无论在服务部门还是工业部门都通过了显著性检验。本文的研究丰富了扩大内需战略的理论价值和现实意义，同时为产业结构优化和金融业深化改革提供了一条可行的途径。

关键词：金融业 产业结构变迁 全要素生产率

一、引言

大量研究表明，高效的金融体系是保持经济增长的关键因素 (Levine, 1997; Ju and Wei, 2011; Cull, et al., 2013)，完善的信贷系统可以将储蓄最大限度地转化为投资，帮助企业购置机器设备、租赁生产要素。跨国数据显示，随着产业结构的变迁，金融业在一国国民生产总值中的比重将不断提高 (Buera, 2009)。经济服务化的重要特征是，金融业将成为国民经济的核心产业，通过发挥关联效应，带动上下游产业的发展，进而刺激国家的经济发展。可以说，在现代经济结构中，金融业的发展状况已经成为一国经济发展的“晴雨表”。相较于发达国家的“服务经济”，我国的第二产业是国民经济的主导产业，经济结构的转型和升级步伐一直较为缓慢；同时，四大国有商业银行一直是我国金融业的核心机构。产业结构和国家金融系统的双重扭曲，使得我国产业结构升级的步伐缓慢，服务业发展长期滞后。Allen 等 (2006) 认为，与国际平均水平相比，中国的金融业存在很明显的滞后，无法为经济发展提供支持。林毅夫等 (2006) 提出“最优金融结构”理论假设，认为在现阶段我国的比较优势依旧体现在劳动密集型的小企业，因此应该大力发展中小金融机构。目前中国四大国有商业银行占主导的银行业是整个金融系统的核心，外围的中小金融机构无论在规模上，还是在优质资源以及国家的政策扶持上，都远远小于前者；同时中小金融机构片面追求高利润，风险控制较差，并且容易形成区域的债务链，2011 年浙江小企业债务危机就是一个典型的案例。

2013 年第一季度，我国服务业占整体经济规模的比重达 47.8%，首次超过制造业占比。随着服务经济的日益临近，提高金融业的国际竞争力具有重大的战略意义：第一，金融创新可以更加有效的将中国的高储蓄转化为投资，增加资本积累，带动经济增长 (Romer, 1986; Lucas, 1988)；第二，新的金融产品可以增加消费者的投资渠道，避免盲目投资造成的短期经济泡沫，同时增加消费者的可支配收入，提高居民消费水平。第三，发展金融业可以有效地带动教育、医疗、养老等民生部门的改革，提高消费者福利水平。第四，金融创新

* 陈启斐，南京大学商学院，邮政编码：210093，电子信箱：chenpl@126.com；吴建军，南京大学商学院，邮政编码：210093。

本文受到教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“扩大内需条件下提高长三角对外开放水平研究”（项目编号：11JJD790036）的资助。感谢匿名审稿专家对本文提出的建设性的修改意见和《经济评论》编辑部老师的辛苦工作，当然文责自负。

可以增加产品的过程创新,拉动经济增长(Romer,1990;Grossman and Helpman,1991);第五,通过金融体系可以调节收入分配,有助于国家迈过“中等收入陷阱”。我国正处于经济转型的关键时期,在目前的金融体制下,金融业发展与经济增长之间是否存在关联?我国金融业的改革能否有助于经济发展?这是必须认真思考的问题,对于这些问题的研究将有助于今后我国金融业改革方向的确定以及相关政策的制定。

本文主要从以下方面来扩展现有研究:第一,过去学者的研究指标未能考虑区域的差异,存在较为严重的偏误。本文利用修正后的金融发展指数来衡量金融业的发展现状,可以较为精确全面地衡量金融业发展状况。第二,利用数据包络分析法(DEA)分别测算整体全要素生产率、工业全要素生产率和服务业全要素生产率,弥补了现有研究只关注国内生产总值(GDP)的不足。第三,本文将产业结构纳入分析框架中,可以更好地描述中国目前的现状。

本文余下部分的结构安排如下:第二部分对相关文献进行梳理和归纳总结;第三部分是本文的理论分析;第四部分介绍本文的计量模型以及核心变量的计算方法;第五部分利用31个省区市1999-2011年的动态面板数据,进行实证分析并对回归结果进行解释;最后是本文的主要结论和政策建议。

二、文献回顾

早期的经济学家强调金融系统在经济发展中的作用,尤其在提高资本配置效率方面的贡献(Bagehot,1873)。Gurley和Shaw(1967)认为一国的货币体系和非货币的金融机构共同发挥作用,将储蓄转化为生产性的投资,提高全社会物质资本存量,促进经济增长。Goldsmith(1969)提出金融业的发展实际上是金融结构的变迁,金融结构包括金融相关率、金融中介率以及金融工具创新率。他利用35个国家的面板数据实证分析发现,金融业发展和经济增长存在正相关关系。沿袭传统的分析思路,在内生增长理论中,Romer(1986,1990)和Lucas(1988)强调金融业可以在不同的投资行为间分配资本,进而影响一国的经济增长。这种影响主要通过以下机制:第一,通过对投资信息和产品创新等信息的收集和处理;第二,通过汇聚资金和风险管理增强资产的流动性;第三,通过降低贸易成本改善流动性风险。

近期的研究主要关注金融摩擦(financial frictions)对不同国家生产率差异的解释。Buera等(2011)建立了数理模型来分析金融发展和全要素生产率之间的关系,研究结论表明:金融市场可以有有效的配置资本和企业家才能。规模越大的部门,对金融需求越旺盛,会对经济增长产生干扰。Moll(2010)构建了一个基于信贷约束、生产率冲击和自我金融(self-finance)投资的理论模型,假设企业的生产率取决于信贷市场质量。他发现只有当外生冲击足够连续时,自我金融供给才能抵消资本分配不当带来的福利损失。Greenwood等(2010)发展了一个基于中间金融品的动态修正模型。他发现,美国经济增长中30%来源于金融业的增加。如果全球金融资源实现帕累托最优,可以提高世界总产出约36%~45%。Amaral和Quintin(2010)量化了一个基于不完全金融合约的理论模型,由于中低收入国家的合约执行力度差,使得资本没有有效的配置到生产环节,从而减少了产出,他们的模型可以较好的解释美国和中低收入国家的产出差异。此外,Bonfiglioli(2008)认为金融业开放可以促进一国全要素生产率(TFP)的提高。Ju和Wei(2011)认为高质量的金融系统可以促进一国的对外出口,降低企业的信贷成本,帮助本国企业获得更多的国际市场份额。

随着我国金融改革的日趋深入,我国学者对于金融发展和经济增长之间联系的研究开始慢慢增多。李敬等(2007)以金融交易为切入点,研究金融发展影响经济增长的内在机制,结果显示:劳动分工促进了经济增长,而银行贷款效率、民间金融交易效率与商品交易效率共同决定分工的水平与经济增长速度。马颖和陈波(2009)结合中国分权化的背景,研究了金融改革与经济增长之间的关系,结论显示,金融体制改革有助于经济增长。石盛林(2011)以县域为单位,用GDP和城镇化率作为产出变量,运用DEA方法分析了金融对经济增长的作用,研究发现,金融主要是通过贷款、金融密度和贷款质量等变量影响经济增长的路径。赖娟(2013)以扩展的Odedokun“二分法”模型为基础,研究了江西省的金融发展与经济增长之间的关系,实证结果显示,金融规模和金融效率共同促进经济增长。林毅夫和孙希芳(2008)运用中国28个省区市在1985-2002年间的面板数据,考察银行业结构与经济增长之间的联系,指出目前中小金融机构市场份额的上升对经济增长具有显著的正向作用。但是也有部分学者持反对意见。周业安和赵坚毅(2005)构造了金融市场化指数,并测算其对经济增长的影响,认为金融发展会抑制我国的经济增长。冉光和等(2006)实证研究发现,东部和西部地区的金融发展和经济增长存在明显差异,因此在不同条件下,金融和经济增长之间可能并

不存在稳定单一的关系。王定祥等(2009)运用新古典经济增长模型研究了金融资本形成促进经济增长的内在机制,并运用中国 1952 – 2007 年间的时间序列数据,实证检验了金融资本形成与经济增长之间的关系,发现外生金融深化与内生金融抑制政策的实施并没有使中国外生金融资本形成成为促进经济增长的有利因素;相反,金融资本的内在形成却有助于中国经济的稳定增长。张朝兵(2010)对山西省金融发展与经济增长关系进行了实证研究发现,山西省经济增长是金融发展的原因,而金融发展并不是推动经济增长的原因。

现有研究深化了对金融业的研究,丰富了经济增长理论,但是由于忽略一国的经济结构,因此存在缺陷。不同的经济发展阶段,对于金融业的需求存在很大的差异;不同的产业结构下,金融业对经济增长的影响方式也存在诸多不同。本文立足产业结构差异,研究金融业发展对我国经济增长的影响。

三、理论框架和计量模型设定

在现有文献中,Levine(1997)构建了一个包含金融部门的经济增长模型,检验了金融业发展和经济增长之间的关系。Buera 等(2011)也是通过构建内生全要素生产率的模型,进一步验证金融摩擦对经济增长的影响。本文主要借鉴他们的思想并对其进行扩展,以内生增长理论为基础,与 Levin 和 Raut(1997)、Levine(1997)、Buera 等(2011)相同,假定技术进步不仅受到对外开放的影响,还受到内生的金融发展的影响。因此,本文采用的生产函数形式如下:

$$Y = A(open, H, F, t)f(K, L) \quad (1)$$

其中, Y 表示国内生产总值, $open$ 代表对外开放水平, H 表示人力资本, F 表示金融规模, K 为物质资本投入量, L 是劳动力投入量。因此,金融业主要通过促进技术进步对经济增长起作用。本文生产函数设定为希克斯中性,技术进步可以同时提高资本产出率和劳动产出率。我们借鉴 Hulten 等(2006)的处理方法,假定 A 是一个多元组合,即:

$$A(open, H, F, t) = A_{i,0} e^{\lambda_i t} open_{i,t}^{\delta_i} H_{i,t}^{\beta_i} F_{i,t}^{\gamma_i} \quad (2)$$

将(2)式代入(1)式中可以得到:

$$Y = A_{i,0} e^{\lambda_i t} open_{i,t}^{\delta_i} H_{i,t}^{\beta_i} F_{i,t}^{\gamma_i} f(K, L) \quad (3)$$

其中, i 表示地区, t 表示年份, $A_{i,0}$ 表示初始的生产率水平, λ_i 是外生的全要素生产率提高速度, δ_i 、 β_i 和 γ_i 分别表示对外开放、人力资本积累和金融规模对全要素生产率的影响参数。

对(3)式除以 $f(K, L)$,可以得到全要素生产率的计算公式:

$$tfp = Y/f(K, L) = A_{i,0} e^{\lambda_i t} open_{i,t}^{\delta_i} H_{i,t}^{\beta_i} F_{i,t}^{\gamma_i} \quad (4)$$

对(4)式取对数可以得到:

$$\ln tfp_{i,t} = \ln A_{i,0} + \lambda_i t + \delta_i \ln open_{i,t} + \beta_i \ln H_{i,t} + \gamma_i \ln F_{i,t} \quad (5)$$

本文重点考察我国金融业对经济增长的影响,因此我们在(5)式的基础上构建本文的计量模型:

$$\ln tfp_{i,t} = \alpha + \beta_1 \ln open_{i,t} + \beta_2 \ln H_{i,t} + \beta_3 \ln F_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中, tfp 表示全要素生产率, μ_i 是不可观测的个体固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 是随机误差项。根据相关文献,我们还考虑以下变量作为控制省级全要素生产率的相关变量:需求(D),物质资本($capital$),基础设施($infra$),政府规模(gov)和产业结构($struc$)。所以,本文最终的计量模型为:

$$\ln tfp_{i,t} = \alpha + \beta_1 \ln open_{i,t} + \beta_2 \ln H_{i,t} + \beta_3 \ln F_{i,t} + \beta_4 \ln D_{i,t} + \beta_5 \ln capital_{i,t} + \beta_6 \ln infra_{i,t} + \beta_7 \ln gov_{i,t} + \beta_8 \ln struc_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

四、变量设定和数据来源说明

(一)变量设定

1. 全要素生产率的测算

tfp 是本文的被解释变量,如何准确的测算出 tfp 是本文能否得出有效无偏计量结果的关键。目前关于全要素生产率的测算一般有两种方法:一种是 Solow 开创的“索罗余值法”,其基本思想是,全要素生产率 = 经济增长率 - 劳动力增长率 - 资本增长率。该方法需要设定生产函数的具体形式,在不同的假定下可能会产生不同的值。另一种是基于最近发展起来的以“数据包络分析(Data Envelope Analysis, DEA)”为基础的非参数估计——Malmquist 指数法,该方法不依赖于具体的生产函数形式,因而能够有效地避免测算偏差,进

而可以得到较为稳健的测算结果。本文采用 Malmquist 指数法来测算中国各地区的全要素生产率。

本文以经价格指数调整后的 GDP 作为产出,以价格校正后的物质资本存量和劳动力作为投入。其中物质资本存量采用“永续盘存法”来衡量,测算公式为 $K_t = I_t/P_t + (1 - \delta)K_{t-1}$,其中 K_t 为当年的资本存量, K_{t-1} 为上一期的资本存量, I_t 为当期的投资额, P_t 为当期的资本价格, δ 为资本折旧率。样本期初的数值,我们借鉴张军等(2004)测算的数据。^① 折旧率的选取较为多样,本文采用盛斌和毛其淋(2011)的做法,设定 $\delta = 9.6\%$ ^②。最后根据 $pk_{it} = K_{it}/L_{it}$ 计算出人均资本存量。由于张军等(2004)的计算中并没有包含重庆市,因此本文采用陈纪平(2012)对重庆市资本存量的计算数据。使用 DEAP2.1 进行测算,软件一般给出三个数值,crste、vrste 和 scale。其中,crste = vrste $\times$ scale,crste 是综合效率;vrste 是纯技术效率,衡量单纯的技术进步率;scale 代表规模效率,用来衡量规模变化。

2. 金融发展水平(F)

一般该指标的选取都是考虑区域金融的信贷额,比如:存款额、贷款额或者年末贷款额与年末存款额之间的比例等等(马颖、陈波,2009;石盛林,2011)。本文的研究对象是金融业发展对 TFP 的影响,银行信贷/GDP、私人信贷/GDP 可以较好地反映银行业的发展,但是金融业不仅仅包括银行业,还有保险业、证券业以及相关衍生产业等等,银行信贷/GDP、私人信贷/GDP 无法反映出这两个行业的发展情况。为了可以较为全面的衡量金融业的发展,本文采用区域的金融业增加值占 GDP 的比重来衡量区域的金融发展状况。

一般而言,经济规模越大的地区(用 GDP 来衡量)或者人口越多的地区,对于金融业的需求就会越旺盛,同样的,人均 GDP 较高的地区,其金融业的发展就会越好。这样就会导致本文金融业发展指数存在向下的偏差。为了控制经济规模和经济发展水平对金融业的影响,本文对该指数进行了修正。首先,采用面板数据的固定效应回归:

$$\ln F_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 \ln GDP_{i,t} + \lambda_2 GDP_{i,t}^2 + \lambda_3 \ln POP_{i,t} + \lambda_4 POP_{i,t}^2 + \lambda_5 \ln PGDP_{i,t} + \lambda_6 PGDP_{i,t}^2 + \mu_{i,t}$$

其中, i 和 t 分别表示地区和时间, $F_{i,t}$ 是修正前的金融规模指数, $GDP_{i,t}$ 是地区国内生产总值,表示地区的经济规模; $POP_{i,t}$ 表示地区的人口数量; $PGDP_{i,t}$ 是人均国内生产总值,反映地区的经济发展水平; $\mu_{i,t}$ 是随机误差项。根据以上回归结构,可以得到金融业发展指数的修正值 $f'_{i,t} = \exp [\ln F_{i,t} - \mu_{i,t}]$,因此得到的 $f'_{i,t}$ 是在控制经济规模、人口规模和经济发展水平之后有效无偏的金融发展指数。

3. 相关控制变量

需求规模(D):陈丰龙和徐康宁(2012)研究表明,我国市场需求规模和制造业全要素生产率之间存在正向关系,因此本文将这一变量纳入分析框架。对于这一指标选取存在不同的看法,本文参考 Behrens 等(2011)的处理方法,用地区的最终需求来衡量需求规模。

对外开放(open):现有的研究表明,随着开放程度的提高,某一地区越容易从经济发达地区学习先进的技术。本文用地区整体贸易额占国内生产总值的比重来衡量对外开放程度。

人均物质资本(pcapital):用资本存量除以区域的就业人数。其中资本存量的计算方法在测算 tfp 时已经给出,不再重复介绍。

基础设施(infra):地区的基础设施不仅是物质资本的重要补充,还可以影响地区的技术进步率。本文利用金戈(2012)对我国省级基础设施资本存量的估计数据。金戈的测算时间区间为 1993 - 2008 年,我们使用金戈的处理方法对 2009 年、2010 年和 2011 年的数据进行补充。

人力资本(H):新增长理论对于新古典增长模型一个重要的补充就是,认为一个国家或地区长期经济增长的关键因素是人力资本。这也是在新一轮全球化进程中,我国如何保持区域竞争力的一个重要因素。本文关于人力资本的计算主要参考盛斌和毛其淋(2011)的做法,用区域受教育水平占劳动力数量的比重来表示,

$$H_{it} = \frac{6h_1 + 9h_2 + 12h_3 + 16h_4}{L_{it}}, \text{其中 } h_1 \text{ 表示小学毕业生人数, } h_2 \text{ 表示初中毕业生人数, } h_3 \text{ 表示高中毕业生人数, } h_4 \text{ 表示大专、本科及本科以上毕业生人数; } L_{it} \text{ 表示 } i \text{ 地区的 } t \text{ 年的劳动力数量。}$$

^①张军等(2004)的测算到 2000 年为止,因此计算资本存量时,选取 2000 年为第一期,由计算公式得出 2004 - 2010 年省级的资本存量。

^②已有的文献表明,不同区域之间的资本折旧率可能不唯一,但是由于缺乏可靠的数据支撑,为了避免随意设定带来的计量偏误,本文假定所有省份的资本折旧率相同。

政府规模(*gov*):在古典理论中,政府规模过大会扰乱价格,妨碍市场的资源配置。但是随着政治经济学的发展,现在学界已经认识到,政府的适度引导有助于市场规范的建立,制定适宜的产业政策,扶持朝阳产业,加速经济发展。这点在东亚地区尤其明显(林毅夫,1994)。因此,本文引入政府规模,来分析政府行为对出口的影响。本文用政府决算内支出占地区国内生产总值的比重来代表政府规模。

产业结构(*struc*):随着城镇化进程的加速和产业结构的变迁,服务业占经济的比重越来越高,产业结构升级将成为经济增长的关键因素(盛斌、毛其淋,2011)。本文用第三产业增加值占国民生产总值的比重来衡量地区的产业结构。

(二)数据来源说明

本文的样本为1999-2011年全国31个省级单位的面板数据。全社会固定资产投资、就业人数、政府决算内支出、第三产业增加值、进口金额、出口金额以及最终消费支出来自各省市的统计年鉴。小学毕业生人数、初中毕业生人数、高中毕业生人数和大专、本科及本科以上学历毕业生人数来源于中经网统计数据库。各省金融业增加值来自国研网统计数据库。

(三)统计性描述

为了直观起见,表1给出了变量的基本信息。

表1 统计性描述

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>ln</i> <i>tfp</i>	403	-0.99	0.32	-1.65	0.00
<i>ln</i> <i>itfp</i>	403	-0.86	0.31	-1.63	0.00
<i>ln</i> <i>stfp</i>	403	-0.69	0.28	-1.24	0.00
<i>ln</i> <i>D</i>	403	-0.64	0.17	-0.98	-0.12
<i>ln</i> <i>pcapital</i>	403	9.96	0.94	7.37	12.35
<i>ln</i> <i>H</i>	402	-0.61	0.25	-1.90	-0.06
<i>ln</i> <i>open</i>	403	-1.75	1.03	-3.51	0.59
<i>ln</i> <i>gov</i>	310	-1.87	0.47	-3.00	-0.02
<i>ln</i> <i>F</i>	403	0.00	0.50	-1.73	1.18
<i>ln</i> <i>infra</i>	301	-0.96	0.38	-1.76	0.25
<i>ln</i> <i>struc</i>	403	3.66	0.16	3.35	4.33

注:*tfp*代表整体全要素生产率,*itfp*表示第二产业(工业)的全要素生产率,*stfp*表示第三产业(服务业)全要素生产率。
资料来源:作者根据数据来源统计整理得出。

五、实证分析

(一)全国层面

表2中的模型1-3分别给出了混合回归、固定效应和随机效应的回归结果,Hausman检验表明,在1%的显著性水平下拒绝随机效应模型,这意味方程应该采用固定效应模型。处理面板数据时,由于存在惯性等原因,个体的当前行为取决于过去行为,因此解释变量包含了被解释变量的滞后值,此时采用最小二乘法处理的估计方程会存在内生性问题,导致整个计量结果的失效。为了解决这个问题,本文使用了动态面板GMM估计。该方法可以利用更多的信息,提高了估计效率。因此,本文以两步系统GMM的计量结果作为实证结论。

表2 整体全要素生产率的两阶段系统GMM

变量	混合回归	固定效应	随机效应	两步系统GMM法		
	方程1	方程2	方程3	方程4	方程5	方程6
	综合效率	综合效率	综合效率	综合效率	技术效率	规模效率
<i>L. ln</i> <i>tfp</i>				0.0809** (0.0342)	0.0627*** (0.0204)	0.796*** (0.0219)
<i>ln</i> <i>F</i>	-0.108*** (0.0228)	-0.0703** (0.0285)	-0.0788*** (0.0254)	-0.0563*** (0.0137)	-0.0780*** (0.0142)	0.0349*** (0.00652)
<i>ln</i> <i>struc</i>	0.501*** (0.104)	0.517*** (0.151)	0.517*** (0.125)	0.580*** (0.0684)	0.441*** (0.146)	0.0398 (0.0258)
<i>ln</i> <i>D</i>	0.0787 (0.0991)	0.254** (0.114)	0.213** (0.105)	-0.0801** (0.0324)	0.0311 (0.0335)	0.0705*** (0.0216)

续表 2

整体全要素生产率的两阶段系统 GMM

变量	混合回归	固定效应	随机效应	两步系统 GMM 法		
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
	综合效率	综合效率	综合效率	综合效率	技术效率	规模效率
<i>lnpcapital</i>	0.0618 *** (0.0229)	0.0576 ** (0.0265)	0.0559 ** (0.0231)	-0.0295 (0.0232)	-0.0745 *** (0.0242)	0.0523 *** (0.00708)
<i>lnH</i>	0.0759 (0.0495)	0.134 ** (0.0651)	0.124 ** (0.0562)	-0.0736 (0.0552)	-0.000303 (0.0250)	0.0619 * (0.0325)
<i>lnopen</i>	0.168 *** (0.0188)	0.167 *** (0.0448)	0.170 *** (0.0262)	0.320 *** (0.0275)	0.317 *** (0.0216)	0.00386 (0.00736)
<i>lngov</i>	-0.121 *** (0.0433)	-0.0742 (0.0719)	-0.0906 * (0.0521)	0.00157 (0.0183)	-0.110 *** (0.0363)	-0.0212 ** (0.00849)
<i>lninfra</i>	-0.0546 (0.0440)	-0.152 * (0.0834)	-0.123 ** (0.0600)	0.0182 (0.0287)	-0.151 *** (0.0369)	-0.0460 ** (0.0224)
<i>Constant</i>	-3.316 *** (0.503)	-3.198 *** (0.689)	-3.207 *** (0.588)	-2.257 *** (0.358)	-1.418 ** (0.618)	-0.673 *** (0.141)
<i>F</i> 值	299 (0.000)					
调整 R^2 值	0.69	0.80	0.81			
Wald 检验		12.16 [0.000]	207.91 [0.000]	1078.69 [0.000]	4281.54 [0.000]	32559.43 [0.000]
AR(2)				-1.0718 (0.2838)	-1.3978 (0.1622)	-0.6194 (0.5357)
Hansen test				23.7203 (0.6962)	24.6409 (0.6473)	26.6515 (0.7972)
所在省份固定效应	N	Y	N	Y	Y	Y
观测值	403	403	403	403	403	403
截面数	31	31	31	31	31	31

说明:实证的结果均由 Stata11 计算并整理得出。Wald 检验的原假设为变量是外生的 ($H_0: \rho = 0$), 方括号内是 Wald 检验的 P 值。圆括号内是稳健的标准差, **、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

方程 4 给出了两步法系统 GMM 的回归结果。同时本文将综合效率 (TFP) 拆分成技术效率和规模效率, 采用与综合效率同样的回归方程, 分别测算金融业的发展对 TFP 的贡献是体现在技术进步上还是规模经济上。方程 4、5 和 6 的二阶序列相关 (AR(2)) 的检验结果支持估计方程的误差项不存在二阶序列相关的假设。同时, Hansen 过度识别检验结果也显示, 我们不能拒绝工具变量有效性假设 (P 值均显著的大于 0.1)。这意味着模型设定的合理性和工具变量的有效性。我们以方程 4 作为综合效率的计量结果。从方程 4 - 方程 6 中, 我们可以得到以下结论:

第一, 我国金融业的发展不利于全要素生产率的提高。当金融业发展程度每提高 1%, 会导致全要素生产率下降 0.056%。从方程 5 和 6 中可以看出, 金融业的发展对经济增长的促进作用更多体现在规模效率上, 金融业的发展可以促进规模效率的提高, 但是会抑制技术进步效率。本文的实证结果显示, 金融业发展程度每提高 1%, 会导致纯技术进步率下降 0.078%, 促进规模效率提高 0.035%, 对技术进步率的抑制作用要显著高于对规模效率的提升作用。为什么会出现这样的结果? 笔者认为: 其一, 金融业是关系到我国国民经济命脉的主导产业, 目前我国金融业的国有资本比重高, 市场化程度不足。其二, 行政力量的干预导致金融业更多的是为国有企业服务, 信贷资金过多地注入规模较大的国有企业, 而创新能力较强的私营企业和中小企业受到的信贷限制较高。这也正是为什么我国金融业的发展会提高规模效率而非技术效率的原因。本文结论也从这一层面印证了林毅夫等 (2006)、林毅夫和孙希其 (2008) 的观点, 目前我国金融业应该以中小金融机构为主, 这有助于提高技术创新效率。

第二, 产业结构变迁也会对技术进步产生明显的促进作用。服务业占比每提高 1 个百分点, 会促进全要素生产率提升 0.58%; 进一步分解发现, 全要素生产率的提升主要是纯技术效率的提高, 当服务业比重提高 1% 时, 纯技术效率提高约 0.441%。这说明服务业比重的提升有助于提高整体的创新能力。随着分工的细化和专业化程度提高, 企业逐步将非核心的服务环节外包给外部市场, 实现制造业和服务业的分离。这种分离可以带来两方面的优势: 其一, 制造业企业可以专注于自身的核心环节, 通过干中学 (Learning by Doing), 提高创新效率; 其二, 当服务部门外包之后, 专业化生产也可以提高服务业的生产效率。这两个方面共同作用, 提高了区域的全要素生产率。

第三, 现阶段人力资本和物质资本会提高规模效率, 但是无法促进技术效率提高。这意味着, 我国的物

质资本和人力资本对经济增长的作用还是停留在规模的扩张上,无法对核心技术环节提供有效帮助。需求规模的扩张对全要素生产率的影响主要体现在对规模效率的提升,当需求规模每提高 1% 时,可以带动规模效率提高 0.071%。

第四,扩大对外开放程度也是提高我国全要素生产率的重要途径。目前,对外开放程度每提高 1%,可以带来技术进步率上升 0.320%,并且主要是提高纯技术效率(0.317%)。随着对外开放程度进一步加大,国内企业可以更多地与跨国公司接触,从中学习到先进的管理理念和组织形态;通过进口可以提高企业中间投入品的种类和质量,进而刺激下游企业的技术创新。

第五,政府规模的下降有助于创新效率的提高,当政府规模下降 1% 时,纯技术效率可以提高 0.110%,规模效率可以提高 0.021%。这说明随着行政干预的减弱,要素的价格扭曲得以改善,市场机制发挥作用,提高资源的配置效率,刺激企业家精神,进而带动了整体的全要素生产率的提高。

第六,我国的基础设施投资不利于技术效率和规模效率的提高。笔者认为,这是因为我国重复建设问题十分突出,超过了最优的社会基础设施投资规模(周黎安,2004);同时地方保护主义扭曲了价格体系并且导致产业同构。这些都不利于全要素生产率的提高。

(二) 产业层面

Baumol(1967)提出了“成本病”模型,认为随着服务业比重的上升,技术进步率会停滞,经济增长的速度会下降。很多学者拓展了 Baumol 的研究,但是关于经济服务化是否一定导致技术进步的停滞,学界一直存在很大的争议,也有部分学者认为,服务业的发展有助于人力资本的积累,促进经济增长。为了研究金融业发展对不同部门的影响,本文运用相同的方法测算了第二产业和第三产业的全要素生产率以及纯技术效率、规模效率。运用两步法系统 GMM,对金融业发展和不同产业的技术进步进行分析^①,结果见表 3。

表 3 分产业全要素生产率的两阶段系统 GMM

变量	工业			服务业		
	方程 7	方程 8	方程 9	方程 10	方程 11	方程 12
	综合效率	技术效率	规模效率	综合效率	技术效率	规模效率
L. ln $\dot{t}f$	0.479 *** (0.0379)	0.407 *** (0.0310)	0.793 *** (0.0140)	0.126 *** (0.0220)	0.168 *** (0.0226)	0.810 *** (0.0114)
ln $\dot{F}$	0.0600 *** (0.0131)	0.0757 *** (0.0141)	-0.0300 *** (0.00555)	0.0166 (0.0123)	0.0232 * (0.0139)	-0.00265 ** (0.00114)
ln $\dot{s}truc$	-0.0748 (0.0810)	0.00338 (0.136)	-0.243 *** (0.0283)	0.215 *** (0.0400)	0.157 *** (0.0208)	-0.0350 *** (0.00703)
ln $\dot{D}$	0.239 *** (0.0743)	-0.0762 (0.0978)	0.240 *** (0.0153)	0.115 *** (0.0332)	0.0623 * (0.0325)	-0.0105 *** (0.00353)
ln $\dot{p}capital$	0.0261 (0.0159)	-0.00449 (0.0245)	0.0395 *** (0.00594)	-0.0548 *** (0.00984)	-0.0661 *** (0.0157)	0.00889 *** (0.00259)
ln $\dot{H}$	-0.0469 ** (0.0213)	-0.134 ** (0.0577)	0.0338 * (0.0180)	0.104 ** (0.0494)	-0.0280 (0.0336)	0.105 *** (0.00551)
ln $\dot{o}pen$	0.119 *** (0.0213)	0.112 *** (0.0221)	-0.0552 *** (0.00813)	0.154 *** (0.0153)	0.187 *** (0.0212)	-0.00933 *** (0.00190)
ln $\dot{g}ov$	0.0618 ** (0.0308)	0.0803 ** (0.0378)	-0.0671 *** (0.00863)	0.0682 *** (0.0158)	0.0726 *** (0.0149)	-0.00938 *** (0.00227)
ln $\dot{i}nfra$	-0.235 *** (0.0351)	-0.382 *** (0.0536)	-0.00426 (0.00919)	-0.322 *** (0.0365)	-0.233 *** (0.0371)	-0.0372 *** (0.00721)
Constant	-0.212 (0.286)	-0.555 (0.591)	0.427 *** (0.119)	-0.631 *** (0.215)	-0.173 (0.225)	0.00791 (0.0561)
Wald 检验	688 [0.000]	1070 [0.000]	309780 [0.000]	1274 [0.000]	409 [0.000]	121000 [0.000]
AR(2)	0.1965 (0.8442)	-0.4721 (0.6369)	0.0517 (0.9588)	-1.4034 (0.1605)	-1.5008 (0.1334)	-1.4453 (0.1484)
Hansen test	24.8045 (0.6385)	27.4281 (0.4950)	27.1017 (0.5127)	28.0742 (0.4605)	36.1411 (0.5653)	21.6903 (0.7954)
所在省份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	403	403	403	403	403	403
截面数	31	31	31	31	31	31

说明:实证的结果均由 Stata11 计算并整理得出。Wald 检验的原假设为变量是外生的 ($H_0: \rho = 0$), 方括号内是 Wald 检验的 P 值。圆括号内是稳健的标准差,***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

^① 计量方程与整体层面相同。

表 3 中 6 个方程均通过 Wald 检验,说明整体拟合效果良好,本文的回归结果是稳健的,二阶序列相关 (AR(2)) 的检验结果支持估计方程的误差项不存在二阶序列相关的假设。同时,Hansen 过度识别检验结果也显示,我们不能拒绝工具变量有效性假设(P 值均显著的大于 0.1)。这意味着模型设定的合理性和工具变量的有效性。通过分行业检验,我们发现:

第一,随着产业结构的变迁,服务业的 TFP 会明显增加,当服务业增加值占比提高 1% 时,服务业的全要素生产率增加 0.215%,而工业的全要素生产率会被抑制。随着经济发展演化,服务业的 TFP 会上升,因此随着经济服务化,一国的经济增长并不会停滞。

第二,金融业的发展对工业和服务业技术效率的提高都存在明显的促进作用,当金融业发展每提高 1%,会刺激工业技术效率提高 0.076%,服务业技术效率提高 0.023%。这说明,目前我国的金融体系对工业的技术进步帮助更大。由于行政干预,导致我国的金融业主要为工业中的大中型国有企业服务。产业结构扭曲加上金融业的国家垄断,使得我国金融业对服务业支持不够。随着产业结构日趋服务化,未来服务业将会取代工业成为国民经济的主导产业。因此,必须强化金融业对服务业的辅助作用。

第三,物质资本的积累虽然有利于工业部门规模效率的增加,但是会抑制纯技术效率的提高;而人力资本的增加能够帮助服务业提高 TFP。扩大内需战略有助于提高工业和服务业的 TFP,但是二者的内在影响机制存在差异;需求主要通过改善工业的规模效率来提高工业的 TFP,对服务业 TFP 的促进作用主要是通过提高技术效率。

第四,对外开放程度的提高可以通过学习新技术改善工业部门和服务部门的技术效率,进而促进两部门 TFP 的上升。

(三) 稳健性检验

为了确保本文分析结论的可靠性,我们采用银行信贷总额占地区国内生产总值的比重,作为金融业发展另一项度量指标,用来作为前文金融业发展指数的工具变量(IV),计量方程与前文相同,结果见表 4。

表 4 稳健性检验

变量	整体样本			工业			服务业		
	方程 13	方程 14	方程 15	方程 16	方程 17	方程 18	方程 19	方程 20	方程 21
	综合效率	技术效率	规模效率	综合效率	技术效率	规模效率	综合效率	技术效率	规模效率
lnF	-0.0838* (0.0577)	-0.365*** (0.0953)	0.276*** (0.0755)	0.00131 (0.00103)	0.00222** (0.00112)	-0.000609 (0.00134)	0.0212*** (0.00413)	0.0208*** (0.00627)	0.00141 (0.00221)
lnstruc	0.460*** (0.132)	0.984*** (0.202)	-0.515*** (0.170)	-0.148** (0.0605)	0.267** (0.130)	-0.246*** (0.0276)	0.176*** (0.0331)	0.147*** (0.0520)	-0.0396*** (0.00509)
lnD	0.0921 (0.0966)	0.00984 (0.156)	0.0797 (0.131)	0.133** (0.0660)	-0.106 (0.0937)	0.199*** (0.00877)	0.184*** (0.0278)	0.173*** (0.0210)	-0.0177*** (0.00255)
lnpcapital	0.0693*** (0.0211)	-0.0259 (0.0364)	0.0936*** (0.0308)	0.0133 (0.00978)	-0.00864 (0.0311)	0.0322*** (0.00428)	-0.0440*** (0.0137)	-0.0532*** (0.0155)	0.00839*** (0.00207)
lnH	0.0845* (0.0512)	0.185** (0.0761)	0.268*** (0.0792)	-0.113*** (0.0312)	-0.175*** (0.0542)	0.0492** (0.0202)	0.147*** (0.0351)	0.000814 (0.0371)	0.101*** (0.00579)
lnopen	0.165*** (0.0161)	0.193*** (0.0247)	0.0273 (0.0183)	0.115*** (0.0285)	0.105*** (0.0321)	-0.0557*** (0.00596)	0.140*** (0.0193)	0.185*** (0.0186)	-0.00981*** (0.00138)
lngov	-0.104** (0.0513)	-0.224*** (0.0778)	-0.119** (0.0574)	0.0692** (0.0301)	0.0670* (0.0405)	-0.0603*** (0.00676)	0.0657*** (0.0125)	0.0532*** (0.0163)	-0.0148*** (0.00135)
lninfra	-0.0728* (0.0384)	0.229*** (0.0603)	-0.301*** (0.0512)	-0.239*** (0.0623)	-0.388*** (0.0611)	0.0171*** (0.00446)	-0.418*** (0.0321)	-0.301*** (0.0361)	-0.0234*** (0.00785)
Constant	-3.214*** (0.501)	-4.144*** (0.821)	0.911 (0.654)	-1.084*** (0.218)	-1.630** (0.721)	0.526*** (0.128)	-0.670*** (0.164)	-0.288 (0.345)	0.0310 (0.0475)
Wald 检验	993.07 [0.000]	576.46 [0.000]	10727 [0.000]	548.34 [0.000]	1136.02 [0.000]	17583 [0.000]	11853 [0.000]	1138.6 [0.000]	181504 [0.000]
AR(2)	-0.874 (0.3821)	-1.2269 (0.2199)	-0.6143 (0.539)	0.2458 (0.8058)	-0.4242 (0.6714)	0.1996 (0.8418)	0.1807 (0.8566)	-0.1167 (0.9071)	-1.4988 (0.1339)
Hansen test	23.56 (0.99)	22.8 (0.87)	24.68 (0.98)	25.36 (0.76)	27.47 (0.96)	24.51 (0.99)	26.89 (0.97)	28 (0.96)	20.39 (0.68)
固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	403	403	403	403	403	403	403	403	403
样本数	31	31	31	31	31	31	31	31	31

说明:实证的结果均由 Stata11 计算并整理得出。Wald 检验的原假设为变量是外生的 ($H_0: \rho = 0$), 方括号内是 Wald 检验的 P 值。圆括号内是稳健的标准差,***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

二阶序列相关(AR(2))的检验结果支持估计方程的误差项不存在二阶序列相关的假设。同时,Hansen 过度识别检验结果也显示,我们不能拒绝工具变量有效性假设(P 值均显著的大于 0.1)。这意味着模型设定的合理性和工具变量的有效性。

从表 4 中我们可以发现,本文的核心变量金融业发展指数的符号与前文保持一致。在方程 21 中,金融业发展对服务业规模效率为正,而在方程 12 中,该系数为负。笔者认为,这是由于指标选取造成的差异,金融业整体的发展不利于服务业规模效率的提高,但是银行业的发展尤其是金融危机之后对服务业发展的倾斜政策,使得银行业增加了对服务业的贷款力度,这有助于银行业规模效率的提高。此外,其他相关变量的符号也基本相同,这意味着本文的回归结果基本是稳健的。

六、主要结论和政策建议

随着服务经济时代的来临,金融业在国民经济发展中的重要性不断提高。目前我国正处于产业结构升级的关键时期,发挥金融业的产业关联效应,带动技术进步是提高经济发展绩效的一条重要路径。本文利用 1999-2011 年中国 31 个省区市的面板数据,对我国金融业发展与技术进步之间的关系进行了实证研究,得到了以下启示:

第一,由于存在较为严重的行政壁垒,目前我国金融业无法为整体技术进步提供支撑。由于我国面临产业结构和金融业结构的双重扭曲,金融业的发展更多地为工业服务。为了降低流动性风险,金融机构更倾向为大中型国有企业提供贷款。这就造成了金融业的发展与工业的技术进步之间存在正相关关系,但是不利于服务业的技术进步。现有的金融体系已经不适应服务业占主导的产业结构发展需要。因此提高中小金融机构的行业份额,提高信贷资金的配置效率是金融业发展的重要途径。

第二,本文实证结果显示,随着产业结构的变迁,服务业的全要素生产率进一步提升而工业的全要素生产率会下降,并且总体的全要素生产率保持上升态势。这意味着,经济服务化有利于我国的经济的发展,服务业比重的上升不仅可以解决我国的就业问题,还能带动服务业和整体 TFP 的上升。

第三,本文一个较为有趣的结果是,需求规模有助于技术进步;无论是整体还是分行业,需求规模对 TFP 的促进作用都通过了显著性检验。这意味着,扩大内需战略不仅可以建立基于内需的循环经济,通过需求的带动作用还可以促进企业改进工艺流程、增加产品多样性以及提高产品质量,进而带动我国的技术进步。

参考文献:

1. 陈丰龙、徐康宁,2012:《本土市场规模与中国制造业全要素生产率》,《中国工业经济》第 5 期。
2. 陈纪平,2012:《直辖以来重庆市物质资本存量分产业测算》,《重庆工商大学学报(社会科学版)》第 3 期。
3. 金戈,2012,《中国基础设施资本存量估算》,《经济研究》第 4 期。
4. 赖娟,2013:《金融发展抑制还是促进了经济增长——来自江西省的数据检验》,《江西财经大学学报》第 2 期。
5. 李敬、冉光和、温涛,2007:《金融影响经济增长的内在机制——于劳动分工理论的分析》,《金融研究》第 6 期。
6. 林毅夫,1994:《战略抉择是经济改革与发展成功的关键》,《经济科学》第 3 期。
7. 林毅夫、孙希芳、姜烨,2006:《经济发展中的最优金融结构理论初探》,北京大学中国经济研究中心讨论稿, No. C2006013。
8. 林毅夫、孙希芳,2008:《银行业结构与经济增长》,《经济研究》第 9 期。
9. 马颖、陈波,2009:《改革开放以来中国经济体制改革、金融发展与经济增长》,《经济评论》第 1 期。
10. 冉光和、李敬、熊德平,2006:《中国金融发展与经济增长关系的区域差异》,《中国软科学》第 2 期。
11. 盛斌、毛其淋,2011:《贸易开放、国内市场一体化与中国省际经济增长:1952~2008 年》,《世界经济》第 11 期。
12. 石盛林,2011:《县域金融对经济增长的影响机理——于 DEA 方法的前沿分析》,《财贸经济》第 4 期。
13. 王定祥,2009:《金融资本形成与经济增长》,《经济研究》第 9 期。
14. 张朝兵,2010:《山西省金融发展与经济增长关系的实证研究(1978-2007)》,《管理世界》第 4 期。
15. 张军、吴桂英、张吉鹏,2004:《中国省际物质资本存量估算:1952-2000》,《经济研究》第 10 期。
16. 周黎安,2004:《晋升博弈中政府官员的激励与合并——论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因》,《经济研究》第 6 期。
17. 周业安、赵坚毅,2005:《我国金融市场化的测度、市场化过程和经济增长》,《金融研究》第 4 期。
18. Allen, F., Jun Qian, and Meijun Qian. 2006. "China's Financial System: Past, Present, and Future." Wharton Financial Institutions Center Working Paper. Available at <http://finance.wharton.upenn.edu/~allenf/download/Vita/China-finsystem-book-072105-ALL.pdf>.
19. Amaral, P. S., and E. Quintin. 2010. "Limited Enforcement, Financial Intermediation, and Economic Development: A Quantitative

- Assessment.* " *International Economic Review*, 51(3) : 785 – 811.
20. Bagehot, W. 1873. *Lombard Street*. Homewood, Illinois: Richard D. Irwin.
 21. Baumol, W. J. 1967. "Macroeconomics of unbalanced Growth; The Anatomy of Urban Crisis." *The American Economic Review*, 57(3) : 415 – 426.
 22. Behrens, Kristian, Andrea R. Lamorgese, G. I. P. Ottaviano, and Takatoshi Tabuchi. 2011. "Beyond the Home Market Effect; Market Size and Specialization in a Multi – country World." *Journal of International Economics*, 79, 259 – 265.
 23. Bonfiglioli, A. 2008. "Financial Integration, Productivity and Capital Accumulation." *Journal of International Economics*, 76(2) : 337 – 355.
 24. Buera, F. J. 2009. "A Dynamic Model of Entrepreneurship with Borrowing Constraints; Theory and Evidence." *Annals of Finance*, 5(3 – 4) : 443 – 464.
 25. Buera, F. J. , J. P. Kaboski, Y. Shin. 2011. "Finance and Development; A Tale of Two Sectors." *The American Economic Review*, 101(5) : 1964 – 2002.
 26. Cull, R. , A. Demircuc – Kunt, and J. Y. Lin. 2013. "Financial Structure and Economic Development; A Reassessment." *The World Bank Economic Review*. Available at <http://wber.oxfordjournals.org/content/early/2013/02/18/wber.lht006.short>.
 27. Goldsmith, R. W. 1969. *Financial Structure and Development*. New Haven: Yale University Press.
 28. Greenwood, J. , J. M. Sánchez, and C. Wang. 2010. "Quantifying the Impact of Financial Development on Economic Development." NBER Working Paper 15893.
 29. Grossman, G. M. , and E. Helpman. 1991. "Trade, Knowledge Spillovers, and Growth." *European Economic Review*, 35(2) : 517 – 526.
 30. Gurley, J. G. , and E. S. Shaw. 1967. "Financial Structure and Economic Development." *Economic Development and Cultural Change*, 15(3) : 257 – 268.
 31. Hulten, C. R. , E. Bennathan, and S. Srinivasan. 2006. "Infrastructure, Externalities, and Economic Development; A Study of the Indian Manufacturing Industry." *The World Bank Economic Review*, 20(2) : 291 – 308.
 32. Ju, J. , and S. J. Wei. 2011. "When is Quality of Financial System a Source of Comparative Advantage?" *Journal of International Economics*, 84(2) : 178 – 187.
 33. Levine, R. 1997. "Financial Development and Economic Growth; Views and Agenda." *Journal of Economic Literature*, 35(2) : 688 – 726.
 34. Levin, A. , and L. K. Raut. 1997. "Complementarities between Exports and Human Capital in Economic Growth; Evidence from the Semi – industrialized Countries." *Economic Development and Cultural Change*, 46(1) : 155 – 174.
 35. Lucas Jr. , R. E. 1988. "On the Mechanics of Economic Development." *Journal of Monetary Economics*, 22(1) : 3 – 42.
 36. Midrigan, Virgiliu, and Daniel Yi Xu. 2010. "Finance and Misallocation; Evidence from Plant – level Data." NBER Working Paper 15647.
 37. Romer, P. M. 1986. "Increasing Returns and Long – run Growth." *Journal of Political Economy*, 94(5) : 1002 – 1037.
 38. Romer, P. M. 1990. "Endogenous Technological Change." *Journal of Political Economy*, 98(5) : S71 – S102.

Financial Development and Technological Progress; An Empirical Study Based on Provincial Data Analysis

Chen Qifei and Wu Jianjun
(School of Business, Nanjing University)

Abstract: This paper studies the relationship between finance development and technological progress empirically by using panel data of 31 provinces in China from 1999 to 2011. The results demonstrate that: Firstly, due to the presence of structural distortions and administrative barriers, the role of development of China's financial industry in promoting TFP is mainly reflected in the manufacturing industry, which is still unable to promoting technical progress in service sector. Secondly, as economic structure is becoming more service – oriented, TFP in service sector will rise while TFP in manufacturing will show a downward trend, leading to a positive net effect. That is to say, the change of industrial structure is conducive to the overall TFP. Thirdly, the strategy of expanding domestic demand is beneficial in enhancing TFP, whether it is in service sector or industry sector. Our research enriches the theoretical value and practical significance of expanding domestic demand strategy as well as providing a feasible way of industrial structure optimization and deepening reform in financial sector.

Key Words: Financial Sector; Industrial Structure Change; TFP

JEL Classification: F11, G11

(责任编辑:赵锐、彭爽)